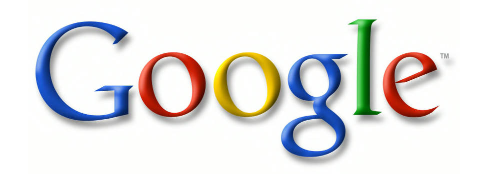
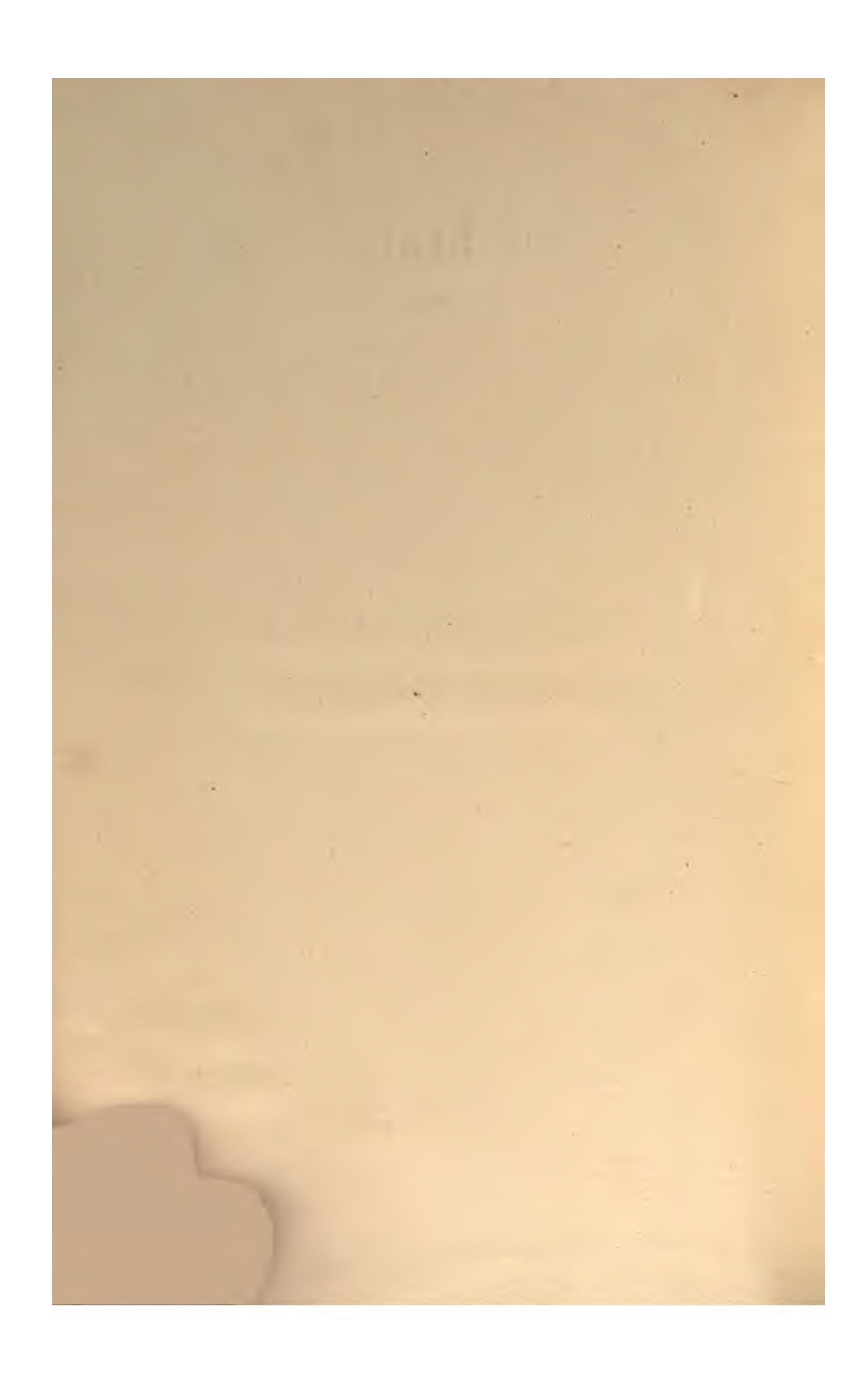








DIE LEHRE
VON DER
MORTALITÄT UND MORBILITÄT.

ANTHROPOLOGISCH-STATISTISCHE UNTERSUCHUNGEN

VON

HARALD WESTERGAARD.

ZWEITE VOLLSTÄNDIG UMGEARBEITETE AUFLAGE.

MOTTO:
Observationes et numerandae sunt et perpendendae.



JENA
VERLAG VON GUSTAV FISCHER
1901.

Vorwort zur ersten Auflage.

Gegen Ende des Jahres 1879 stellte die Universität zu Kopenhagen als Preisfrage zur Beantwortung binnen Jahresfrist die Aufgabe: eine Darstellung und Verwertung der in neuerer Zeit veröffentlichten Untersuchungen über die Sterblichkeit in den verschiedenen Bevölkerungsklassen zu liefern. Ich entschloss mich, an die Behandlung dieser Aufgabe heranzutreten, die, wörtlich aufgefasst, ziemlich begrenzt war. Je mehr ich mich aber in den Gegenstand und die einschlägige Litteratur vertiefte, um so mehr erwachte in mir der Wunsch, die betreffenden Untersuchungen zu erweitern, zu ergänzen und ein Lehrbuch über die Mortalität und Morbilität zu verfassen. Mein verehrter Freund, der hochverdiente Statistiker Kőrösi, dem ich viele Anregung und manchen wertvollen Rat zu verdanken habe, erweckte in mir den Gedanken, das Werk in einer anderen, als in meiner Heimatsprache zu veröffentlichen, um es hierdurch auch weiteren Kreisen zugänglich zu machen. Durch das freundliche Entgegenkommen des Herrn Professor Dr. Conrad in Halle fand ich in Herrn Gustav Fischer in Jena einen höchst liebenswürdigen Verleger, dem ich für die viele Mühewaltung bei Herstellung, dieses Buches zu Dank verpflichtet bin.

Meine Aufgabe wurde somit eine andere, wesentlich erweiterte. Sie war die: unter Verwertung der Litteratur und, soweit es möglich war, durch eigene selbständige Untersuchungen die verschiedenartigen Ursachen, welche den Gesundheitszustand der Menschen beeinflussen, zu behandeln. Diese Ursachen sind unter folgenden Hauptgesichtspunkten zusammengestellt: I. Alter, Geschlecht und Civilstand; II. Die ehemalige und jetzige Sterblichkeit; III. Periodische Schwankungen in der Sterblichkeit; IV. Die Kindersterblichkeit; V. Wohnort und Wohnung, mit einem Anhange über die Sterblichkeit auf den Fær-Öern, Island und Grönland; VI. Rassen und Konfessionen; VII. Rang und Wohlstand; VIII. Einfluss der Profession; IX. Einfluss der Diät und endlich X. Unglücksfälle und Selbstmord. Ein besonderer Abschnitt handelt über die Sterblichkeit der dänischen Geistlichkeit in dem Zeitraume 1660—1878. Die Einleitung wurde einer Darstellung der mathematisch-statistischen Theorie gewidmet.

Bereits im Dezember vorigen Jahres war das Werk im wesentlichen beendet und mit günstigem Erfolge der Universität eingereicht; gleichwohl waren noch viele Schwierigkeiten zu überwinden. Selbst wenn man einen Uebersetzer gefunden hat, ist es dennoch eine eigene Sache, eine Schrift in einer Sprache zu veröffentlichen, die man selbst nur unvollständig kennt, und die Fülle von Thatsachen, die an mich herantraten und binnen kurzer Zeit zu bewältigen und zu verarbeiten waren, mag auch ihr Teil noch dazu beigetragen haben, dass die Form häufig durch-

greifender Verbesserungen bedurfte. Ohne die liebenswürdige Hilfe zweier meiner Freunde, der Herren Franz Fischer in Hamburg und Dr. Ludwig Elster in Halle hätte ich sicher niemals daran denken können, mein Werk in deutscher Sprache erscheinen zu lassen. Dr. Elster hat die mühevolle Arbeit übernommen, die Korrekturen zu lesen und die Form systematisch zu verbessern, und ich ergreife mit Vergnügen die Gelegenheit, ihm für seinen ebenso umsichtsvollen wie sachverständigen Beistand aufrichtig zu danken.

Vielen anderen hätte ich noch zu danken! Einige Bogen dürften kaum genügen, wollte ich alle Jene erwähnen, die, sei es auf diese, sei es auf jene Weise, während der Fertigstellung meiner Arbeit mich angespornt und ermutigt haben. Wohin ich mich auch wandte, überall kam man mir mit besonderer Liebenswürdigkeit entgegen. Ich bitte daher Alle, die mich bei meinen Arbeiten unterstützt, nochmals meinen herzlichsten Dank entgegen zu nehmen.

Und so schicke ich denn dieses mein Erstlingswerk hinaus in die Welt und bitte um Gastfreiheit für dasselbe in Deutschland. Vertrauens- und hoffnungsvoll schaue ich ihm nach, und zwar nicht etwa deshalb, weil ich der Ueberzeugung lebte, ein vollkommenes Musterwerk geliefert zu haben — ich selbst wäre wohl der letzte, der dieses behaupten würde — auch nicht deshalb, weil mein Versuch gewissermassen der erste seiner Art wäre, sondern weil man mir bis jetzt stets mit so grosser Freundlichkeit begegnet ist, dass ich nicht umhin kann, auch für die Zukunft ein ähnliches Wohlwollen zu erhoffen.

Einige Druckfehler, zumal in der Einleitung, haben nicht vermieden werden können; ich bitte daher die Leser, vor der Benutzung des Werkes das Druckfehlerverzeichniss gütigst berücksichtigen zu wollen.

Kopenhagen, Ende Juni 1881.

Der Verfasser.

Vorwort zur zweiten Auflage.

Es sind genau zwanzig Jahre verflossen, seit ich die Vorrede zur ersten Ausgabe dieses Werkes schrieb. Dieser Zeitraum ist durch eine ungemein reiche Entwickelung aller Gebiete der Bevölkerungsstatistik gekennzeichnet, und um dieser Entwickelung gerecht zu werden, musste das Werk eine vollständige Umarbeitung erfahren. Die hier vorliegende Ausgabe ist thatsächlich ein neues Buch: der Plan ist zum Teil ein ganz anderer geworden, viel neuer Stoff ist hinzugekommen, Veraltetes ist weggelassen, und mehrere Gegenstände sind behandelt worden, die sich seiner Zeit nicht berücksichtigen liessen. In der Hauptsache ist kein Wort der alten Ausgabe stehen geblieben.

Zu den neu aufgenommenen Gegenständen gehört die Behandlung der Geschichte der Statistik, zu der ich seit Jahren auf vielen Bibliotheken des In- und Auslandes Material gesammelt habe, ferner die Erörterung der Frage nach der Vererbung. Ganz besonderen Dank schulde ich in letzterer Beziehung der Lebensversicherungsgesellschaft: National Life Assurance Society, die mir ein reiches Material zur Verfügung gestellt hat; zur statistischen Behandlung jener Frage hat der dänische Carlsberg Fond mir eine Unterstützung gewährt, für welche ich gleichfalls herzlich danke.

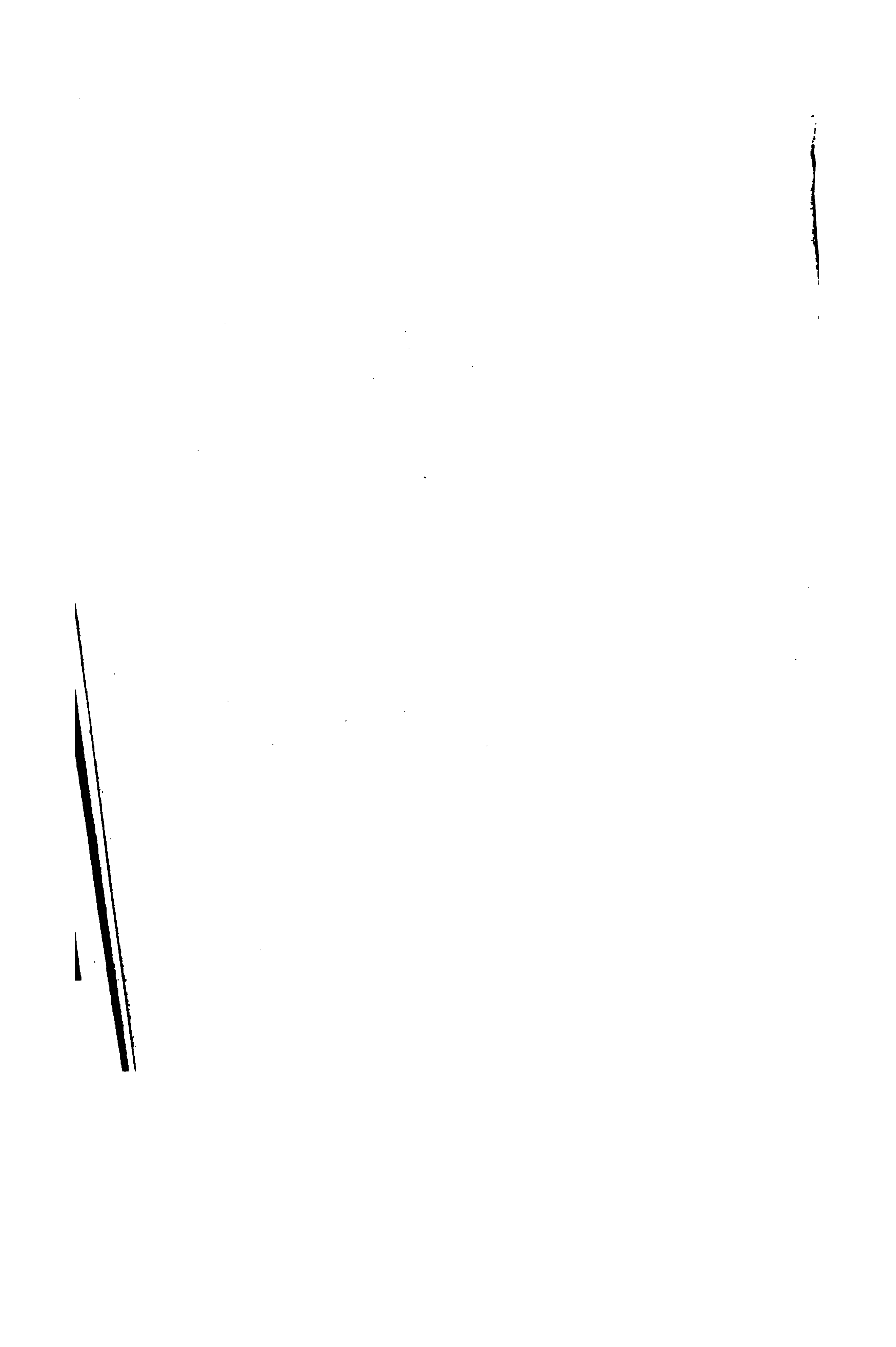
Aber auch vielen anderen Herren bin ich zu Dank verpflichtet; die Forscher, welche mir freundlich entgegengekommen sind, sind zu zahlreich, um sie in einer Vorrede aufzählen zu können; ich kann nur den Dank des vorigen Vorworts aus tiefstem Herzen wiederholen. Herr Otto Gutsche, wissenschaftlicher Hilfsarbeiter im statistischen Amt der Stadt Breslau, hat mit gewohnter Umsicht mein barbarisches Deutsch revidiert.

Es ist mir bei einem so umfangreichen Werke nicht möglich gewesen, sämtliche Untersuchungen auf denselben Stand der statistischen Litteratur zu beziehen; schon die Zeit, welche zur Drucklegung erforderlich ist, stand dem entgegen; im ganzen hoffe ich allerdings das Wesentlichste der neuesten Litteratur berücksichtigt zu haben; in dieser, wie in so vielen anderen Rücksichten fühle ich aber nur zu gut, wie viel ich dem Wohlwollen des Lesers anheimstellen muss.

Kopenhagen, Ende Juni 1901.

Der Verfasser.

Inhalt.



Erstes Kapitel.

Einleitung.

1. In dem vorliegenden Buche habe ich mir die Aufgabe gestellt, auf statistischen Daten fussend, eine Schilderung der mannigfachen Einwirkungen zu geben, welche die verschiedenen Lebensverhältnisse auf die Gesundheit des Menschen ausüben. In einer Zeit, wo sozialpolitische Fragen aller Art auf der Tagesordnung stehen, wo auf Arbeiterversicherung und Fabrikhygiene grosses Gewicht gelegt wird, wo die Städte aller Kulturländer in der Verbesserung der gesundheitlichen Verhältnisse wetteifern, wo die Lebensversicherungsgesellschaften, von einer scharfen Konkurrenz gezwungen, immer neue Gebiete für ihre Wirksamkeit zu erschliessen und ihre Tarife den statistischen Beobachtungen genau anzupassen suchen, gilt es einen Ueberblick über alle die Gesundheit beeinflussenden Ursachen zu gewinnen und dadurch einen Massstab für die Wirkung der einzelnen sozialpolitischen Massnahmen und Untersuchungen zu erhalten.

Ein Beweis für die Wichtigkeit dieser Aufgabe liegt in der riesig anschwellenden Litteratur. Auf keinem Gebiete der Statistik sind die Monographien so zahlreich; die offizielle Statistik enthält in ihren Tabellenwerken immer reicher fliessende Quellen zum Studium dieser Frage, und in der medizinischen Litteratur sind Untersuchungen über Berufskrankheiten eine fast alltägliche Erscheinung, ganz zu schweigen von Tropenhygiene, Einfluss der Vererbung, des Alkoholismus u. s. w. Eben deshalb ist eine einheitliche Bearbeitung dieser reichen Fundgruben eine dringende Notwendigkeit, umsomehr, weil viele Ergebnisse diesem oder jenem mehr oder weniger unzugänglich sind und trotz ihrer Bedeutung nicht Gemeingut werden.

Die Bearbeitung dieses Riesenmaterials erscheint um so notwendiger, weil die Lösung wichtiger Aufgaben in der Sozialstatistik einen Ueberblick über die Chancen des Lebens und Todes in verschiedenen Berufs- und Gesellschaftsklassen voraussetzt. In demselben Augenblicke, da man nach vielen fehlgeschlagenen Versuchen wenigstens in grösseren Umrissen ein Bild der Sterblichkeitsverhältnisse zu zeichnen vermag, ist das Ziel sozusagen weit in die Ferne gerückt, indem man sich nun nicht nur auf die sanitären Lebensbedingungen der verschiedenen Klassen beschränken will, sondern die sämtlichen ökonomischen und sozialen Verhältnisse berücksichtigen möchte, unter welchen das Leben des Menschen verläuft. Man wünscht zu wissen, wie die Einnahmen der Mitglieder der einzelnen Berufsklassen sich nach dem Alter verändern, oder wie die Gefahr der Arbeitslosigkeit mit dem vorschreitenden Alter wechselt, u. s. w.

Diese wichtigen Aufgaben werden wahrscheinlich im künftigen Jahrhundert den erweiterten Inhalt der Vitalstatistik bilden, aber eben deshalb wird es notwendig sein, dieser ein festes Fundament im engeren Sinne zu legen.

Die Aufgabe soll hier nicht vom ärztlichen Standpunkte aus angefasst werden, es gilt nicht den Verlauf und die Behandlung der Berufskrankheiten zu untersuchen, sondern den allgemeinen Einfluss der betreffenden Ursachen auf das Wohlbefinden der einzelnen Klassen der Gesellschaft festzustellen. Nicht die medizinisch-statistische, sondern die sozialökonomische Aufgabe soll ins Auge gefasst werden.

2. Viele Forscher machen sich bei Behandlung der statistischen Beobachtungen die Sache zu leicht. Allerdings kann man in den letzten Jahren einen grossen Fortschritt wahrnehmen, viele statistische Arbeiten der Neuzeit lassen aber noch viel zu wünschen. Es ist zwar von demjenigen, welcher nur einen gelegentlichen Gebrauch von statistischen Untersuchungen macht, nicht zu erwarten, dass er die Methoden der mathematischen Statistik vollständig beherrscht; jedenfalls kann aber ein jeder ohne Schwierigkeit einen Ueberblick über viele der wichtigsten Elementargrundsätze gewinnen und dadurch einer Menge von Fehlern und Fehlschlüssen entgehen. Es wird daher angebracht sein, eine kurze elementare Darstellung dieser Sätze vorauszuschicken, um dadurch dem Leser einen vorläufigen Ueberblick über die Aufgabe und die ihr anhaftenden Schwierigkeiten zu geben; nachher gilt es, teils in die technischen Einzelheiten einzudringen, teils auch genauer zu untersuchen, innerhalb welcher Grenzen, und unter welchen Bedingungen die verschiedenen Methoden angewendet werden können, oder anders ausgedrückt, mit welchem Recht sich gewisse Schlussfolgerungen aus gewissen Beobachtungen ziehen lassen[1]).

3. Wie bekannt, tritt in den meisten sozialen Erscheinungen eine gewisse Regelmässigkeit zu tage. Viele Zahlen kehren von Jahr zu Jahr mit grösserer oder geringerer Genauigkeit wieder. Es hat sich gezeigt, dass diese Regelmässigkeit gewöhnlich am reinsten hervortritt, wenn man die Beobachtungen nach bestimmten Richtungen bearbeitet, wenn man z. B. nur diejenigen, welche sich auf dasselbe Alter beziehen, herausgreift, wenn man Stadt von Land, Männer von Frauen trennt u. s. w. Man hat nun in dieser Beziehung ein mit einem unklaren Ausdrucke sogenanntes Gesetz der grossen Zahlen aufgestellt, nach welchem ein auf jene Weise behandeltes Beobachtungsmaterial um so sicherere Vorausberechnungen zulassen soll, je umfangreicher es ist. Gewissermassen ist aber oft gerade das entgegengesetzte der Fall, so dass man auch von einem Gesetze der kleinen Zahlen reden könnte. Denn die Regelmässigkeit der Zahlen wird in der Regel nur dann mit dem Umfange des Materials zunehmen, wenn die Erweiterung des Beobachtungsfeldes nicht auf Kosten der Homogeneität geschieht. Eine kritiklose Anhäufung der Beobachtungen wird oft für die Regelmässigkeit nachteilig und ein kleines gleichartiges Material daher oft einem umfangreichen vorzuziehen sein. Es wird daher oft ein kleines Land der Mortalitäts- oder Morbilitätsstatistik bessere Dienste leisten, als ein grösseres Reich, das in sich eine bunte Menge verschiedenartiger Gebietsteile einschliesst. Ich werde im folgenden reiche Gelegenheit haben, dies näher zu erörtern. Hier gilt es nur einen

---

1) Ich kann hier auch auf meine 1890 erschienenen: „Grundzüge der Theorie der Statistik“ verweisen.

kurzen Ueberblick über die Hauptergebnisse der auf dieses Ziel gerichteten Untersuchungen zu geben.

Jene Regelmässigkeit beherrscht nun auch die Sterblichkeits- und Krankheitsverhältnisse; und alle auf diese Gegenstände gerichteten statistischen Untersuchungen, die sich nicht auf eine rein beschreibende Thätigkeit beschränken wollen, müssen in letzter Instanz auf dieser Regelmässigkeit fussen. Ein jedes statistisches Material steht sozusagen unter dem Einfluss von unendlich vielen Ursachen. Jedes Element in der Beobachtungsreihe hat seine eigenartigen Verhältnisse, und wenn nicht die erwähnte Regelmässigkeit eine Thatsache wäre, würde man nie erwarten dürfen, aus solch buntem Gewirr der mannigfachen Ursachen eine einzelne Ursache herausgreifen und in ihrer Wirkung verfolgen zu können. Nun liegt aber die Sache gewissermassen so, dass die grosse Menge der Ursachen allerdings in jedem einzelnen Fall für jede einzelne Beobachtung ihre eigentümliche Wirkung hervorbringt, wenn man aber eine grössere Anzahl von Beobachtungen zusammenfasst und die Gesamtwirkung aller dieser Ursachen betrachtet, dann wird diese Gesamtwirkung eine sehr kleine.

Ein jeder Beruf zählt eine Menge höchst verschiedenartiger Mitglieder, kranke und gesunde, trunksüchtige und enthaltsame, fleissige und faule, sparsame und verschwenderische u. s. w. Fragt man aber, wie viele Mitglieder dieses Berufes im Laufe des Jahres dem Tode unterliegen werden, dann verschwinden gewissermassen alle jene individualen Ursachen, und innerhalb gewisser Grenzen und unter gewissen Bedingungen erhält man jedesmal dieselbe Antwort, wenngleich der Personenstand wechselnd ist und die vielen individualen Verhältnisse sich in steter Veränderung befinden. Eine grosse Anzahl Ursachen wird also, mit anderen Worten, weg filtriert, und im Filter bleibt nur eine geringere Zahl von Ursachen, die für den betreffenden Beruf und die sonstigen gegebenen Verhältnisse eigentümlich sind.

4. Die Kunst des Statistikers ist es, die statistischen Beobachtungen so zu bearbeiten, dass diese Filtration vor sich gehen kann und die kleinstmögliche Anzahl von Ursachen zurück bleibt. Wie der Physiker bei seinen Experimenten möglichst viele Ursachen ausschaltet, um die Aufmerksamkeit thunlichst auf eine einzelne Ursache hinlenken zu können, so auch in der Statistik. Freilich ist man aber hier nur äusserst selten in der glücklichen Lage, ein vollständig oder auch nur annäherungsweise reines Experiment vornehmen zu können; oft liegen die Beobachtungen bereits vor mit allen daran haftenden Mängeln, in anderen Fällen kann man zwar selbst das Schema für die Beobachtungen ausarbeiten und also das Ideal für eine gute statistische Beobachtung aufstellen, wenn die Zahlen dann aber vorliegen, wird man bemerken, dass das Ideal bei weitem nicht erreicht worden ist, es bleiben im Filter immer mehr oder weniger Ursachen, die man nicht entfernen kann, und die die Wirkung der Hauptursache, welche man zu studieren wünschte, mehr oder weniger verschleiern. Um so mehr gilt es dann, mit der äussersten Vorsicht zu arbeiten, um nicht voreilige Schlüsse zu ziehen, die bei späteren Untersuchungen wieder über den Haufen geworfen werden. Man hat z. B. bei mehreren statistischen Untersuchungen gefunden, dass die Schneider dem Tode mehr ausgesetzt sind als die Schuhmacher. Hängt aber diese grössere Sterblichkeit der Schneider von gesundheitsschädlichen Einflüssen ab, oder rührt sie nur daher, dass die angehenden Schneider kränklicher sind als

diejenigen, die den Schuhmacherberuf wählen? Haben die Lohnverhältnisse etwas damit zu thun, oder spielen vielleicht Verschiedenheiten in der Lebensweise eine Rolle? Derartige Fragen entstehen fast bei jeder Untersuchung. Man studiert die Vererbung und isoliert eine Anzahl Familien, die mit Schwindsucht erblich belastet sind; man findet dann eine bedeutende Sterblichkeit in diesen Familien; rührt nun aber diese Uebersterblichkeit in letzter Instanz davon her, dass die Schwindsucht eine ansteckende Krankheit ist, die sich allmählich von einem Mitglied der Familie zum anderen verpflanzt, oder kann man von der Wirkung einer erblichen Anlage, oder gar von einer wirklich vererbten Krankheit sprechen? Oder man berechnet Mortalitätstafeln für verheiratete und ledige Personen und findet, dass die letzteren dem Tode mehr ausgesetzt sind als die ersteren: ist nun dieses auf gesundheitsfördernde Einflüsse des Ehestandes zurückzuführen, oder ist es nur daraus zu erklären, dass vielleicht viele ihres schlechten Gesundheitszustandes wegen nicht heiraten und so die Ledigen von vornherein verhältnismässig viele Kränkliche unter sich zählen?

Selbst wo eine Untersuchung vollständig rationell durchgeführt worden ist, wird man daher oft nur einen Wahrscheinlichkeitsbeweis für den Einfluss dieser oder jener Ursache liefern können. Allerdings ist eine solche Untersuchung dennoch nicht immer nutzlos. Es ist ja doch schliesslich nicht ohne Wert, besonders für manche praktische Anwendung, zu wissen, dass die Ledigen eine grössere Sterblichkeit haben wie die Verheirateten, oder dass die Schuhmacher bessere Lebensaussichten haben als die Schneider. Es ist für die hygienische Gesetzgebung nicht ohne Bedeutung, zu wissen, dass dieser oder jener Beruf von gewissen Krankheiten heimgesucht wird, selbst wenn man nicht zu konstatieren vermag, welcher von mehreren gesundheitsschädlichen Einflüssen in erster Linie verantwortlich zu machen ist u. s. w.

5. Um jetzt der Aufgabe etwas näher zu treten, will ich mit ein paar Beispielen beginnen und die einzelnen denkbaren Methoden zur Untersuchung der Sterblichkeit kritisch darstellen. Ich setze voraus, dass die oben erwähnte Regelmässigkeit eine vollendete Thatsache ist, dass die Gesamtwirkung der Hauptmasse der Ursachen gleich Null ist und Vorausberechnungen auf der vorliegenden Zahlengrundlage mit absoluter Genauigkeit vorgenommen werden können. Später sollen die Bedingungen für diese Regelmässigkeit und die den Vorausberechnungen gesteckten Grenzen Gegenstand der Untersuchung sein.

Fragen wir nun vorerst, wie die Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen des menschlichen Lebens aussieht. Beispielsweise greife ich die Sterblichkeit in Dänemark 1880—89 heraus.

Es starben jährlich von 10 000 Personen jeder Altersklasse:

(Siehe Tabelle S. 5.)

Wie man sieht, sind diese vier parallel laufenden Zahlenreihen sehr verschieden. Am grössten erscheint der Unterschied im Alter 0—5, indem unter Mädchen auf dem Lande gegen 4 Proz. jährlich starben, dagegen unter Knaben in Kopenhagen gegen 10 Proz. oder etwa das $2^1/_2$-fache. Nun wird sich allerdings späterhin zeigen, dass der Unterschied zwischen Stadt und Land oft erheblicher scheint, als er wirklich ist, aber auf der anderen Seite ist die Bevölkerung aus gesellschaftlichen Gruppen und Berufsklassen zusammengesetzt, welche unter höchst verschiedenen sanitären Verhältnissen leben, und wenn man die Bevölkerung

Alter	In Kopenhagen		Auf dem Lande	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
0— 5 Jahre	970	847	442	380
5— 10 „	71	77	70	77
10— 15 „	31	36	46	59
15— 20 „	50	44	47	61
20— 25 „	80	51	65	63
25— 30 „	80	65	58	75
30— 35 „	100	77	56	79
35— 40 „	125	88	65	83
40— 45 „	151	99	81	90
45— 50 „	192	118	106	96
50— 55 „	271	147	143	114
55— 60 „	354	204	197	164
60— 65 „	504	294	300	253
65— 70 „	629	423	434	387
70— 75 „	891	589	671	582
75— 80 „	1280	991	1017	929
80— 85 „	2140	1623	1778	1568
85— 90 „	2698	2161	2446	2089
90—100 „	4842	2686	3954	3542

nach diesen Klassen scheiden könnte, würde man aller Wahrscheinlichkeit nach den Spielraum zwischen Maximum und Minimum noch erheblich erweitert finden. Dennoch werden aber dem Einflusse des Alters gegenüber diese Unterschiede als unerheblich erscheinen. Während die Sterblichkeit im Alter von 10—15 Jahren nur 3—6 pro Mille ist, steigt sie im Alter von 90—100 Jahren auf 27—48 Proz., unter Mädchen auf dem Lande bis auf das 60fache, ja unter Knaben in Kopenhagen sogar bis auf das 150—160 fache.

6. Aus dieser Sachlage folgt, dass keine Untersuchung genügend sein kann, welche nicht gehörige Rücksicht auf die Wirkung des Alters nimmt. Sie ist auch dann noch keineswegs unfehlbar, weil auch andere Ursachen eine Rolle spielen, aber die hier angeführte Bedingung ist eine unumgänglich notwendige, welche sofort in das Auge springt.

Hiermit sei nicht gesagt, dass eine Teilung des Materials nach Altersklassen in jedem Falle vorzunehmen ist. Es giebt nämlich viele Fälle, wo man sehr wohl ohne eine solche Zergliederung nach Altersklassen vollständig richtige Schlüsse ziehen kann. Von einer Volkszählung zur anderen wird sich die Altersverteilung nur unbedeutend verschieben. Greifen wir als Beispiel die weibliche Bevölkerung Kopenhagens heraus, welche während der 10 Jahre 1880—1890 um 34 Proz. zunahm. Wir finden, dass allerdings einige Veränderungen in der Altersbesetzung stattgefunden haben: die jüngsten und ältesten Alterklassen haben auf Kosten der mittleren gewonnen, unter 15 Jahren waren z. B. 1880 26,6 Proz., 1890 28,4 Proz. etc., aber diese Unterschiede werden sich in der Sterblichkeit wenig bemerkbar machen. Berechnet man nach den oben angeführten Sterblichkeitsverhältnissen, wie viele in jedem Alter bei einer durchschnittlichen Altersbesetzung, wie der für 1880 und 1890 gefundenen, 1880 und 1890 gestorben sein würden, so käme man im Ganzen zu einem Sterblichkeitsquotienten von 20,5 Proz. für 1880 und 20,8 Proz. für 1890, die Differenz wäre also eine verhältnismässig nicht sehr erhebliche. Würde man, um eine andere Sterbetafel zu wählen, die entsprechende Berechnung mit den Sterblichkeitskoëffizienten der männlichen Bevölkerung Kopen-

hagens vornehmen, so würde man 26,9 resp. 27,2 Proz. finden, Zahlen, die ebenfalls wenig differieren. Faktisch sind die Verschiedenheiten von Jahr zu Jahr viel grösser. Berechnet man auf Grundlage der Volkszählungsergebnisse vom 1. Februar 1880, 1885 und 1890 die durchschnittliche Volkszahl jedes Jahres [1]), so findet man, dass jährlich von 1000 Mitgliedern der weiblichen Bevölkerung folgende Anzahlen starben:

1880	22,8	1885	18,5
1881	19,8	1886	21,6
1882	21,7	1887	21,0
1883	19,5	1888	19,5
1884	22,3	1889	19,5

Um die Altersbesetzung zu berücksichtigen sollte man wohl 1889 etwas über 1 Proz. des Sterblichkeitskoëffizienten abziehen, in den übrigen Jahren verhältnismässig weniger, je nach der Zeitdifferenz von 1880. Faktisch weicht aber die Maximumzahl (1880) um 12—13 Proz. von der Minimumzahl (1885) ab.

Es scheint also, dass man mit verhältnismässig grosser Sicherheit die hygienische Physiognomie der einzelnen Jahre eines Zeitraumes nach den summarischen Sterblichkeitskoëffizienten beurteilen kann, selbst wo die Bevölkerung — wie in den meisten Grossstädten — einem starken Wechsel unterliegt.

Eine häufige Anwendung der summarischen Sterblichkeitskoëffizienten, welche durch diese Ergebnisse gerechtfertigt wird, ist die Verteilung der Sterbefälle auf Jahresabschnitte, wenn man z. B. die Durchschnittszahl der Todesfälle auf einen Tag im Januar, Februar, März u. s. w. berechnet, wobei selbstverständlich auf die ungleiche Länge der Monate Rücksicht genommen werden muss. Hier hat man sogar den Vorteil, dass man in vielen Fällen nicht einmal auf die Bewegung der Gesamtbevölkerung Rücksicht zu nehmen braucht, weil diese Bewegung in der Regel nicht stark genug ist, um das Bild der periodischen Schwankungen in der Sterblichkeit zu stören. In solchen Fällen hat man dann ganz einfach die absoluten Anzahlen der Todesfälle zu vergleichen. Als Beispiel greife ich die weibliche Bevölkerung Kopenhagens heraus, 10000 Fälle verteilten sich 1880—1889 wie folgt [2]):

Januar	882	Juli	858
Februar	860	August	821
März	857	September	832
April	909	Oktober	734
Mai	842	November	806
Juni	791	Dezember	808

Es starben also im ersten Jahresviertel 260 pro Mille, in den folgenden resp. 254, 251 und 235. Faktisch war aber die Bevölkerung in rascher Zunahme begriffen; die 235 im Oktober—Dezember Gestorbenen sind aus einer grösseren Bevölkerung hervorgegangen, als die im Januar—März gestorbenen 260. Wäre die Bevölkerung stabil gewesen, würde man, mit anderen Worten, eine noch grössere Differenz gefunden haben. Führt man die Zahlen auf eine stabile Bevölkerung zurück, so würde man in diesem Falle die folgenden Zahlen erhalten:

1) Wie eine solche Interpolation vorgenommen werden kann, wird später erörtert werden.

2) Die Monate werden von gleicher Länge gedacht, indem z. B. die beobachteten Zahlen für April um $^1/_{30}$ erhöht werden, um sie mit den Ergebnissen für März und Mai u. s. w. vergleichbar zu machen.

1000 Sterbefälle verteilen sich bei

	wachsender Bevölkerung	stabiler Bevölkerung
Januar—März	260	263
April—Juni	254	255
Juli—September	251	250
Oktober—Dezember	235	232

Der Unterschied ist also noch erheblicher, als aus den absoluten Zahlen hervorgeht. — Es ist aber nicht undenkbar, dass die absoluten Zahlen zu Fehlschlüssen verleiten. Denken wir uns eine Bevölkerung mit derselben jährlichen Zunahme wie die Kopenhagens, wo aber die Monate absolut keine Einwirkung auf die Sterblickkeitsverhältnisse haben. Dann würden wir aus den absoluten Zahlen die folgende Promilleverteilung der Sterbefälle finden:

Januar—März	247
April—Juni	249
Juli—September	251
Oktober—Dezember	252

Man könnte also versucht sein zu schliessen, dass die letzten Monate des Jahres eine grössere Sterblichkeit aufzuweisen haben, als die ersten. Weiter unten werde ich Gelegenheit nehmen, auf diese Frage zurückzukommen.

7. In der vorhergehenden Entwickelung habe ich die Schwankungen in der Sterblichkeit ein und derselben Bevölkerung betrachtet, es fragt sich nun aber auch, ob man in gewissen Fällen richtige Schlüsse betreffend die Sterblichkeit zweier verschiedenen Bevölkerungen ziehen kann, ohne eine Alterszergliederung vorzunehmen.

Durchschnittlich starben in Dänemark unter den Frauen 1880—89 in den Landdistrikten 1,7 Proz., in Kopenhagen 2,1 Proz. jährlich. Nun ist es eine Thatsache, dass die Altersgliederung Kopenhagens erheblich verschieden von derjenigen der Landdistrikte ist. In Kopenhagen standen 1890 von 1000 weiblichen Personen 593 im Alter von 15—55 Jahre, auf dem Lande dagegen 500. Da nun die betreffenden Altersklassen eine verhältnismässig geringe Sterblichkeit haben, so kann eine derartige Altersbesetzung in Kopenhagen nur eine Verminderung der Sterblichkeit der Gesamtbevölkerung herbeiführen gegenüber der Landbevölkerung. In der That würde die summarische Sterblichkeit nur 1,5 Proz. betragen, wenn die Sterblichkeitsverhältnisse in allen Altersklassen dieselben wären wie in den Landdistrikten. Wenn der Sterblichkeitskoëffizient nun trotz dessen 2,1 Proz. ist, also erheblich grösser als auf dem Lande, darf man mit voller Sicherheit schliessen, dass die Sterblichkeit in Kopenhagen in gewissen Altersklassen bedeutend höher sein muss als auf dem Lande. Man könnte versucht sein zu schliessen, dass die Sterblichkeit überhaupt in allen Altersgruppen grösser wäre, dieses würde aber offenbar ein Trugschluss sein. Es ist ja nicht ausgeschlossen, dass einzelne Altersklassen sogar eine kleinere Sterblichkeit haben, und dieses ist, wie aus der Tafel (Seite 5) erhellt, auch faktisch der Fall zwischen dem 10. und 35. Jahre, aber um so grösser muss dann der Unterschied in anderen Altersperioden sein.

Wäre aber umgekehrt die Altersbesetzung der mittleren Altersklassen in den Landdistrikten verhältnismässig gross gewesen, dann würde man aus den summarischen Koëffizienten kaum zu einem richtigen Schluss gelangen können. Denn man würde nicht wissen, ob die geringere Sterblichkeit von der eigentümlichen Altersverteilung oder von günstigen hygienischen Bedingungen herrühre. Uebrigens scheint der Spielraum dieser Störungen selten so gross zu sein, als man oft geneigt sein möchte

zu glauben. In vielen Fällen sieht man eine starke Besetzung der Kinderjahre durch eine schwache des Greisenalters wett gemacht, und wo diese Gegenwirkung nicht genügt, übt überdies die Verteilung der Bevölkerung nach Civilstand einen ausgleichenden Einfluss aus [1]). Ein grosser summarischer Sterblichkeitskoëffizient ist mit anderen Worten, ein Fingerzeig, der sehr oft auf den richtigen Weg leitet. Ordnet man z. B. die Länder nach der mittleren Lebensdauer (ein Begriff, welcher weiter unten definiert werden soll), so wird man im Grossen und Ganzen dieselbe Reihenfolge finden, wie wenn man die Länder nach der Grösse des Sterblichkeitskoëffizienten, von dem kleinsten anfangend, gruppiert.

8. Nicht so, wenn man die einzelnen Gesellschafts- oder Berufsklassen beobachtet. Hier bestehen nämlich so grosse Verschiedenheiten, dass eine Teilung nach Altersklassen in den meisten Fällen unerlässlich ist. Bisweilen lassen sich zwar auch hier Untersuchungen ohne eine solche Spaltung durchführen. Gesetzt, man habe gefunden, dass die gemeinen Soldaten eine grössere Sterblichkeit haben wie die Offiziere. Man wird dann mit recht grosser Sicherheit schliessen können, dass der Gesundheitszustand der Soldaten ein schlechterer ist als derjenige der Offiziere, weil letztere durchschnittlich älter sind und folglich eine verhältnismässig grössere Anzahl Todesfälle aufzuweisen haben sollten. Ganz ebenso, wenn sich zeigen sollte, dass Soldaten im ersten Dienstjahre eine grössere Sterblichkeit haben als im zweiten, denn die im zweiten Dienstjahre stehenden sind durchgängig älter und sollten daher mutmasslich eine grössere Sterblichkeit aufweisen. Diese Fälle sind aber Ausnahmen; in der Regel wird man einer Spaltung nach Altersklassen schwerlich entraten können.

Ein Beispiel wird dieses am besten erläutern. Die folgenden Zahlen sind der englischen offiziellen Statistik entlehnt (Supplement to the thirty-fifth annual Report of the Registrar-General of Births, Deaths and Marriages in England, London 1875).

Alter, Jahre	Geistliche			Eisenbahnbeamte			Gast- u. Schankwirte			Komptoristen			Mietskutscher		
	Lebende	Todesfälle		Lebende	Todesfälle		Lebende	Todesfälle		Lebende	Todesfälle		Lebende	Todesfälle	
		im Ganzen	auf 1000 Lebende		im Ganzen	auf 1000 Lebende		im Ganzen	auf 1000 Lebende		im Ganzen	auf 1000 Lebende		im Ganzen	auf 1000 Lebende
25—35	13339	62	5	64445	787	12	43766	634	14	49522	631	13	28007	341	12
35—45	14811	93	6	37875	567	15	63197	1292	20	24769	430	17	24448	495	20
45—55	12539	166	13	17849	384	22	55378	1583	29	15086	378	25	15877	469	30
55—65	10086	229	23	6406	260	41	34652	1491	43	8946	316	35	7620	360	47
65—75	5357	279	52	1678	119	71	15138	1130	75	3884	310	80	2774	277	100
75 und darüber	1804	271	150	258	53	205	4029	878	218	844	151	179	792	159	201
Zusammen	57936	1100	19	128511	2170	17	216160	7008	32	103051	2216	22	79518	2101	26
Durchschn. Alter beim Tode [2])	62,6 J.			43,2 J.			55,5 J.			48,6 J.			51,0 J.		

1) Es ist dies von G. Sundbärg näher nachgewiesen worden, in seiner Abhandlung „Grunddragen af Befolkningsläran", Stockholm 1894 (Sonderabdruck aus: Det ekonomiska samhällslifvet).

2) Das durchschnittliche Alter beim Tode ist unter der Voraussetzung berechnet,

Es ist nun die Frage, wie man diese Zahlen verwerten kann. Es geht zunächst aus ihnen hervor, dass die summarische Sterblichkeit der Geistlichen 19 pro Mille war, dass unter 1000 Eisenbahnbeamten dagegen 17 starben, unter 1000 Gast- und Schankwirten 32 u. s. w.

Die Feststellung dieser Thatsache kann schon an und für sich wertvoll sein. Sie zeigt, wie gross der Zugang an neuen Kräften im vorliegenden Augenblick sein muss, um die bei dem betreffenden Beruf entstehenden Lücken wieder auszufüllen. Wenn wir aber nach den Ursachen jener Verschiedenheiten fragen, dann sind diese summarischen Zahlen unzureichend; allerdings entsprechen für die Schankwirte und die Geistlichen die summarischen Zahlen bereits den wirklichen Verhältnissen, denn thatsächlich ist auch in allen Altersklassen die Sterblichkeit der Geistlichen eine weitaus geringere als die der Schankwirte. Aber in anderen Fällen wird man nicht von den summarischen Zahlen auf einen entsprechenden Unterschied in den einzelnen Altersklassen schliessen dürfen.

Eine Methode, die nicht immer zuverlässig ist, hat aber überhaupt keinen wissenschaftlichen Wert. Die englische Geistlichkeit zeichnet sich in allen Altersklassen durch eine geringere Sterblichkeit aus als die Eisenbahnbeamten, und dennoch haben die letzteren eine geringere summarische Sterblichkeit. Die Erklärung liegt auf der Hand. Die Eisenbahnbeamten gehören einem neuen Berufe an mit einer starken Zuströmung junger Kräfte, nicht so die Geistlichen. Unter den Eisenbahnbeamten von über 25 Jahren stehen mehr denn die Hälfte im Alter von 25—35 Jahren mit der dieser Altersklasse eigentümlichen kleinen Sterblichkeit, im geistlichen Stande dagegen sind nur $\frac{1}{4}$—$\frac{1}{5}$ unter 35 Jahre alt. Dafür sind ungefähr $\frac{3}{10}$ der Geistlichen über 55 Jahre alt, nur 6—7 Proz. der Eisenbahnbeamten. Bei ebenso günstigen Mortalitätsverhältnissen wie im geistlichen Stande würden unter 1000 Eisenbahnbeamten wegen dieses Unterschiedes nur 8 jährlich sterben, während faktisch 17 starben. Mit anderen Worten, es war ihre Sterblichkeit sozusagen doppelt so gross wie im geistlichen Stande.

9. Wenn man nun aber das Alter nicht unberücksichtigt lassen darf, so könnte man fragen, ob dies nicht in der Weise geschehen kann, dass man nur die Todesfälle in Betracht zieht. Dies würde ein grosser Vorteil sein; denn es ist gerade eine Hauptschwierigkeit für die statistische Zusammenstellung der Volkszählungsmaterialien die genügenden Kräfte zu gewinnen und die betreffenden grossen Tabellenwerke zu beherrschen.

Dagegen handelt es sich bei den Todesfällen um viel kleinere Zahlen, und wenn man sich auf die Beobachtung und Zergliederung dieser beschränken dürfte, dann würde man in vielen Fällen Untersuchungen durchführen können, für welche sonst vielleicht die Kräfte fehlen. Namentlich in der medizinischen Statistik hat man solche Vereinfachungen versucht. Ich will die verschiedenen diesbezüglichen Methoden etwas näher erörtern und greife dazu zwei Berufe aus der Tafel (Seite 8) heraus.

---

dass die im Alter von 25—35 Jahren Gestorbenen durchschnittlich 30 Jahre alt waren, die im 35—45. Jahre Gestorbenen 40 Jahr etc. Es soll späterhin die Berechtigung zu dieser Berechnung näher untersucht werden. Die Zahlen der „Lebenden“ sind direkt aus den Volkszählungen 1861 und 1871 abgeleitet und bedeuten die Anzahlen, die während der drei Beobachtungsjahre 1860, 1861 und 1871 zusammen dem Tode ausgesetzt waren.

Von 1000 Sterbefällen trafen ein

im unten angeführten Alter	bei Schankwirten	bei Eisenbahnbeamten	nach Erreich. des unten angeführt. Alters	bei Schankwirten	bei Eisenbahnbeamten
25— 35 J.	91	363	25 J.	1000	1000
35— 45	184	261	35	909	637
45— 55	226	177	45	725	376
55— 65	213	120	55	499	199
65— 75	161	55	65	286	79
75—100	125	24	75	125	24
Zusammen	1000	1000	Durchschnittl. Alter beim Tode	55,5 J.	43,2 J.

Diese Zahlen spiegeln vollständig richtig thatsächliche Verhältnisse wieder. Sie zeigen uns, dass unter 1000 Sterbefällen, die Eisenbahnbeamte betroffen haben, 363 der jüngsten Altersklasse angehören, während nur 91 Proz. der Todesfälle unter Schankwirten auf dieselbe Altersklasse fielen u. s. w. Die Frage ist aber jetzt die, ob man hieraus etwas mit Rücksicht auf die Gesundheitsverhältnisse dieser beiden Klassen schliessen darf. Die Frage ist, im Grunde genommen, damit gleichbedeutend, ob man die 1000 nach dem 25. Jahr sterbenden Personen als gleichaltrige Generationen, die allmählich, den Zahlen entsprechend, absterben werden, auffassen darf, ob also von 1000 25jährigen Schankwirten etwa die Hälfte (499) noch im 55. Jahre am Leben sein wird, dagegen von 1000 Eisenbahnbeamten nur $\frac{1}{5}$, dass man also z. B. folgende Tafel aufstellen dürfte:

Von 100 in den unten genannten Altersjahren stehenden starben in den nächsten 10 Jahren unter

Alter	Schankwirten	Eisenbahnbeamten
25 J.	9	36
35	20	41
45	31	47
55	43	60
65	56	70

Im Laufe von 10 Jahren sollten also von 100 25jährigen Eisenbahnbeamten 36 sterben, von 100 Schankwirten nur 9, und überhaupt sollten in allen Altersklassen die ersteren mehr dem Tode preisgegeben sein wie die letzteren. Diese Zahlen stehen aber in unmittelbarem Widerspruch zu den aus den Volkszahlen und Todesfällen in Verbindung berechneten Zahlen. Aus diesen ergiebt sich nämlich, dass von 100 in den angeführten Altersjahren stehenden sterben vor Ablauf von 10 Jahren bei:

Alter, Jahre	Schankwirten	Eisenbahnbeamten
25	13	11
35	18	14
45	25	20
55	35	34
65	53	51

Hiernach ist die Sterblichkeit in sämtlichen Altersklassen unter den Eisenbahnbeamten kleiner als unter den Schankwirten, also genau entgegengesetzt zu dem, was man auf Grundlage der Todesfälle allein ableiten wollte.

Man wird leicht erkennen, dass die Sterblichkeit unter 25—35jährigen Eisenbahnbeamten nur aus dem Grunde so gross erschien, weil so viele Personen in diesem Alter standen.

10. Es ist selbstverständlich ganz gleichgiltig, ob man die eine oder andere Tafel auf Seite 10 benutzt, denn beide fussen in Wirklichkeit auf ganz derselben Grundlage. So auch wenn man die Zahlen so verwerten will, dass man das Durchschnittsalter beim Tode berechnet. Im vorliegenden Falle würde man für die Eisenbahnbeamten nur 43,2 Jahre finden, für Schankwirte dagegen 55,5, also 12 Jahre mehr. Da möchte man schliessen, dass, weil die Eisenbahnbeamten durchschnittlich so jung sterben, ihre Gesundheitsverhältnisse viel schlechter seien, als die der Schankwirte. Die Eisenbahnbeamten haben aber in jeder einzelnen Altersklasse eine geringere Sterblichkeit als die Gast- und Schankwirte. Obiger Schluss würde also ganz falsch sein. Die Erklärung liegt einfach wie oben in der eigentümlichen Altersbesetzung. Die Schankwirte kommen oft erst im vorgerückten Alter zu ihrer Lebensstellung, während bei der Eisenbahn das umgekehrte der Fall gewesen ist; weil aber die Schankwirte so viel älter sind, sterben sie auch öfter in den reiferen Jahren als die Eisenbahnbeamten. Hätte dieser letztere Beruf dieselbe Sterblichkeit in allen Altersklassen wie die Schankwirte, dann würden auf die 128511 Lebensjahre 2635 Todesfälle entfallen, d. i. 21 pro Mille, und das durchschnittliche Alter dieser 2635 Personen würde 42,9 sein, also fast dasselbe wie früher gefunden. Wie unbrauchbar diese bei vielen Statistikern so beliebte Methode ist, wird aus folgender Ueberlegung erhellen. In einer Bevölkerung mit Altersbesetzung und Sterblichkeitsverhältnissen, wie z. B. der Komptoristen (vergl. die Tafel auf Seite 8), steige auf einmal in den Altersjahren 25—45 die Sterblichkeit bis auf das doppelte. Infolge dieser bedenklichen Erscheinung würde das durchschnittliche Alter beim Tode von 48,6 Jahre bis auf 43,9 Jahre heruntergehen, und man könnte meinen, dass dies eine Probe auf die Richtigkeit der Methode sei. Denken wir uns aber eine ebenso bedenkliche Erscheinung, dass die Sterblichkeit nach dem 45. Jahre bis auf das doppelte steige, dann würde infolgedessen das durchschnittliche Alter beim Tode bis auf 53,2 Jahre anwachsen; bei Unkenntnis der wirklichen Sachlage wäre man versucht, auf eine Verbesserung der Gesundheitsverhältnisse zu schliessen, obgleich gerade das Gegenteil der Fall ist. Oder man denke sich, dass auf einmal in sämtlichen Altersklassen die Sterblichkeit bis auf die Hälfte sinke oder bis auf das doppelte steige. In beiden Fällen würde das Durchschnittsalter beim Tode unverändert dasselbe bleiben. Die Methode ist also ein Irrlicht.

Etwas unbedenklicher dürfte das Verfahren erscheinen, wenn man nur die nach einem höheren Altersjahre, z. B. dem 50. oder 60. eingetroffenen Todesfälle berücksichtigt. Aber auch hier wird man leicht irregeführt. Allerdings treten in höherem Lebensalter wenige oder gar keine neu in den Beruf ein, aber die wechselnde Strömung in den jüngeren Jahren spiegelt sich auch hier ab. Wenn in einem Beruf jedes Jahr fast dieselbe Anzahl Personen zukommt, in einem anderen jedes Jahr eine immer wachsende Zahl, dann wird in letzterem eine verhältnismässig kleinere Anzahl von Greisen in sehr hohem Alter stehen als in ersterem, ohne dass dies auf schlechtere Gesundheitsverhältnisse hindeutet. In dem vorliegenden Beispiele werden z. B. die Eisenbahnbeamten auch nach

Erreichung des 55. Jahres ein geringeres Durchschnittsalter beim Tode haben als die Schankwirte.

Man könnte weiter fragen, ob sich die Methode nicht ohne Gefahr benutzen lässt, wenn es sich um eine ganze Bevölkerung handelt, wie z. B. die Stadt- und Landbevölkerung eines Landes. Es ist aber auch hier nicht leicht, sichere Schlüsse zu ziehen. In unseren Zeiten zeichnen sich z. B. die Stadtbevölkerungen durch eine grosse Zuwanderung aus, welche oft das Durchschnittsalter der Stadtbevölkerung vermindert und dadurch auch das Durchschnittsalter beim Tode. Wenn also thatsächlich dieses Alter in den Städten kleiner erscheint als auf dem Lande, weiss man nicht, ob dieses dem Altersaufbau der Bevölkerung ganz oder teilweise zuzuschreiben ist. Als vorläufiges Mittel, eine Vorstellung von den Gesundheitsverhältnissen zu erlangen, würde es in den meisten Fällen viel unbedenklicher sein, nur den summarischen Sterblichkeitskoëffizienten zu berechnen, welcher weit eher die wahre Richtung weisen wird.

Es giebt natürlich Fälle, wo man von der Ein- und Auswanderung absehen darf, wo Geburten und Todesfälle derart balanzieren, dass die Bevölkerung einigermassen konstant bleibt, und wo man mit einiger Sicherheit das Durchschnittsalter beim Tode als Ausdruck für die wirkliche mittlere Lebensdauer des Menschen auffassen kann. Dies war wohl verhältnismässig am häufigsten in älteren Zeiten der Fall, wo überhaupt alle Zustände von grösserer Dauer waren, und die Bevölkerung oft äusserst langsam zunahm. Nur mit grosser Vorsicht darf man jedoch solche Berechnungen benutzen, selbst wo eine Stabilität viele Jahre hindurch vorhanden war, denn das menschliche Leben umfasst doch eine recht lange Periode; war z. B. die Bevölkerung vor zwei Menschenaltern in rascher Zunnahme, so ist dies in der Neuzeit im Greisenalter noch sehr merkbar. Im Ganzen ist jede Methode, die nur auf der Altersverteilung der Todesfälle fusst, jetzt vollständig veraltet.

11. Etwas anders stellt sich die Sache, wenn es sich darum handelt, die einzelnen Todesursachen zu untersuchen. Gesetzt, man habe gefunden, dass unter den in einer gewissen Altersklasse verstorbenen Buchdruckern Phthisis-Todesfälle verhältnismässig häufig sind. Es betrage z. B. in der allgemeinen Bevölkerung die Phthisis-Sterblichkeit in der betreffenden Altersklasse die Hälfte sämtlicher Todesfälle, unter den Buchdruckern dagegen $\frac{2}{3}$. Es ist klar, dass diese Thatsache eine wichtige Bereicherung des statistischen Wissens bezeichnet, und dass wenigstens ein wichtiger Fingerzeig gegeben ist, welcher zu tieferen Untersuchungen anleiten kann. Nur muss man sich klar machen, dass sich hier zwei ganz verschiedene Fragen stellen lassen. Die eine Frage ist die, welches die relative Häufigkeit der Schwindsuchtstodesfälle gegenüber den übrigen Todesfällen ist, die andere geht dahin, wie oft unter einer gewissen Anzahl von Buchdruckern Phthisis-Todesfälle eintreten werden. Die Sterblichkeit an allen Todesursachen zusammen kann unter Buchdruckern ganz dieselbe sein, wie in der allgemeinen Bevölkerung, und dennoch kann die Schwindsuchtssterblichkeit die oben angeführte hervorragende Rolle spielen; die übrigen Ursachen treten dann einfach hinter der Schwindsucht zurück. Es sei die jährliche Sterblichkeit der Buchdrucker im betreffenden Alter 12 pro Mille. Von 1000 lebenden Personen werden also im Laufe des Jahres 12 vom Tode weggerafft; unter diesen sind 8 Phthisisfälle. In der allgemeinen Bevölkerung ist unter unserer Voraussetzung die Sterblichkeit auch 12 pro Mille, aber nur 6 dieser 12 Personen sterben an Schwind-

sucht. Die Sache kann jedoch ganz anders liegen. Es sei die allgemeine Sterblichkeit 16 pro Mille, also bedeutend grösser als unter den Buchdruckern. Wenn die Hälfte dieser 16 Todesfälle auf Phthisis zurückgeführt werden kann, ist also die Schwindsuchtssterblichkeit genau dieselbe wie unter den Buchdruckern, aber die Sterblichkeit an den übrigen Todesursachen ist viel grösser. Man sieht aus solchen Beispielen, die man beliebig häufen kann, dass sich aus der relativen Phthisissterblichkeit oder überhaupt aus der relativen Verteilung der Todesursachen nicht schliessen lässt, wie häufig der Tod in dieser oder jener Bevölkerungsgruppe eintritt (oder wie häufig die einzelnen Todesursachen auftreten). Die beiden erwähnten Fragen sind an und für sich grundverschieden. Nehmen wir ein zweites Beispiel. Nach einer englischen Statistik starben an Scharlachfieber von sämtlichen im Alter von 0—5 Jahre gestorbenen Knaben 6—7 Proz., im Alter von 5—10 Jahren dagegen 27 Proz. Relativ ist also diese Krankheit am gefährlichsten im Alter von 5—10 Jahren. Faktisch ist aber die Gefahr an Scharlach zu sterben mehr als doppelt so gross im Alter von 0—5 Jahren als in der nächsten Altersklasse. Von 1000 0—5 Jahre alten Knaben starben jährlich 4,7 Proz. an Scharlach, von 1000 Knaben im Alter von 5—10 Jahren nur 2,2 Proz. jährlich. Ganz so bei anderen Krankheiten. Nach denselben Erfahrungen starben an Cancer im Alter von 55—65 Jahren unter Männern 1,2 pro Mille jährlich, im Alter von 65—75 Jahren dagegen 1,9; diese Krankheit nimmt mit anderen Worten mit dem Alter an Gefährlichkeit zu. Gleichzeitig werden aber andere Todesursachen auch häufiger, und deren Zunahme ist noch grösser; unter sämtlichen Todesursachen machte Cancer im 55.—65. Jahre 4 Proz. aus, im 65.—75. Jahre nur 3 Proz.

Unter den neueren Statistikern hat besonders G. Körösy mit grosser Energie für die Einbürgerung dieser Methode gekämpft[1]). Denken wir uns z. B. die Bevölkerung in einem gegebenen Alter aus 5000 Nichtgeimpften und 10 000 Geimpften bestehend. Gesetzt nun, die jährliche Zahl der Todesfälle an allen Ursachen mit Ausnahme der Blattern sei 120 resp. 180. Die erstere Gruppe hat also eine Sterblichkeit gleich 2,4 Proz., die letztere nur 1,8 Proz. jährlich, ein Unterschied, welcher vielleicht auf grössere Armut oder ähnliche Umstände zurückzuführen ist. Die Klasse der Nichtgeimpften hat eine geringere Widerstandsfähigkeit diesen Todesursachen gegenüber, und man muss erwarten, dass sie auch den Blattern gegenüber eine solche geringere Widerstandsfähigkeit haben wird. Man kann also bei den Nichtgeimpften eine höhere Blatternsterbkeit erwarten, auch wenn die Impfung keinerlei Schutz gewährt. Wenn z. B. unter den 10 000 Geimpften 30 Todesfälle an Blattern erfolgen, bei den 5000 Nichtgeimpften 20, so kann man eigentlich behaupten, dass die Impfung gar keine Wirkung hat. Wenn nun aber statt 20 bei den Nichtgeimpften 30 Todesfälle an Blattern erfolgen, so bedeutet dies eine Erhöhung um 50 Proz., welche die Wirkung des Impfstandes misst. Anders ausgedrückt, sollte man, statt der 3 pro Mille Todesfälle an Blattern bei den Geimpften, bei den Nichtgeimpften wegen ihrer geringeren Widerstandsfähigkeit 4 pro Mille erwarten. Wenn statt dessen 6 pro Mille eintreten, so äussert sich in dieser Erhöhung von 4 auf 6 pro Mille (d. h. wieder

1) Vgl. u. a.: Kritik der Vaccinations-Statistik, Berlin 1889 und Westergaard: Neue und alte Messungsvorschläge in der Statistik, Jahrb. f. Nationalökon. 1893, II., p. 340 ff.

um 50 Proz. wie oben) die Wirkung der Nichtimpfung. Man braucht also offenbar nur die absoluten Zahlen der Todesfälle, nicht die Zahl der Lebenden, zu kennen, um dieses Ergebnis zu finden, und so scheint ein Beispiel der Anwendbarkeit einer auf die Todesfälle allein gerichteten Statistik vorzuliegen.

Jene Schlussfolge lässt sich aber nicht rechtfertigen. Thatsächlich sind die Verhältniszahlen der einzelnen Todesursachen in verschiedenen Bevölkerungsklassen höchst verschieden; bald wird z. B. die Schwindsucht, bald eine andere Krankheit ungemein häufig auftreten u. s. w; ja es wäre möglich, dass infolge der Nichtimpfung einige Krankheiten verhältnismässig seltener vorkommen und die Wirkung der Vergrösserung der Blatternsterblichkeit dadurch aufheben. Dies alles könnte nicht konstatiert werden, ohne die Zahl der Lebenden zu kennen; es kann selbst notwendig werden, das Material nicht nur nach Alter zu teilen, sondern auch nach Beruf, Wohlstand, Wohnungsverhältnissen u. s. w. Denn der oben angeführte Unterschied der Sterblichkeit der Geimpften und Nichtgeimpften ist wahrscheinlich wenigstens teilweise auf derartige Verhältnisse zurückzuführen.

Doch können natürlich die Zahlen bei ausserordentlicher Abweichung wenigstens einen Wahrscheinlichkeitsbeweis dafür abgeben, dass die Impfung wirklich in wesentlichem Grade gegen Blattern schützt. So fand Körösy unter Geimpften im Alter von 5—20 Jahren eine Blatternsterblichkeit von 5 Proz. der sämtlichen Todesursachen, unter Nichtgeimpften dagegen 71 Proz. Dieser Unterschied ist zu gross, um annehmen zu können, dass die Impfung keinen Einfluss übe oder dass die etwaigen neu hinzu kommenden Todesursachen diese kolossale Blatternsterblichkeit in ihrer Wirkung aufheben sollten. Ich werde im folgenden bei der Besprechung des Alkoholismus Gelegenheit finden, auf ähnliche Betrachtungen zurückzukommen.

12. Wir haben nun gesehen, dass man in der Regel, um einen richtigen statistischen Schluss ziehen zu können, nicht nur die Zahlen der Todesfälle, sondern auch die der Lebenden kennen muss. Dadurch allein wird man sich vor irrigen Schlüssen wahren. Vor allem ist es dann notwendig, die Beobachtungen nach Alter teilen zu können, oft wird man aber auch andere Einteilungen nicht umgehen dürfen. Wenn z. B. die Sterblichkeit der Geistlichen so gering ist gegenüber derjenigen der Komptoristen, so kann dies zum Teil davon herrühren, dass verhältnismässig viele Geistliche auf dem Lande leben, oder dass sie öfter als die Komptoristen verheiratet sind; wenn man dann durch eine erneute Teilung der Beobachtungen diese Einflüsse berücksichtigt, wird man die Wirkung des Berufes mit grösserer Genauigkeit finden können. Da man aber jedenfalls die Wirkung des Alters berücksichtigen muss, wird es angebracht sein, auf diese etwas näher einzugehen, als dies in der vorhergehenden Entwickelung geschehen konnte.

Denken wir uns, man habe für jede Altersklasse einer gewissen Bevölkerung beobachtet, wie viele Todesfälle unter 1000 Personen desselben Alters jährlich oder in einer kürzeren Periode eintreten, dann hat man, wenn diese Verhältniszahlen in einer Tafel zusammengestellt werden, einen Ueberblick über die Sterblichkeit nach dem Alter, eine Mortalitäts- oder Sterbetafel. Die Zahlen auf Seite 5 sind Beispiele solcher Tafeln. In der Regel ist die Sterblichkeit im frühen Kindesalter sehr gross, dann nimmt sie rasch ab, erreicht ein Minimum im Jugendalter (vielleicht

1 Proz. oder häufiger weniger als 1 Proz., vielleicht nur ein paar pro Mille) und steigt dann wieder, anfangs langsam, bisweilen in grösseren Wellenbewegungen, später rascher, bis sie im hohen Lebensalter dieselbe Grösse, wie im frühen Kindesalter oder noch mehr erreicht.

Als Beispiel dieser Bewegung namentlich mit Rücksicht auf das Kindesalter führe ich einige Zahlen aus der deutschen Sterbetafel 1871/81 an (Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches 1887).

Von 1000 männlichen Personen in den unten angeführten Altersjahren starben binnen Jahresfrist:

Alter	Anzahl Todesfälle	Alter	Anzahl Todesfälle	Alter	Anzahl Todesfälle
0 J. (Lebend- u. Todtgeborene zus.)	285	10 J.	5	55 J.	28
		15	4	60	38
		20	8	65	55
0 J. (Lebendgeborene)	253	25	8	70	81
1	65	30	9	75	120
2	33	35	11	80	174
3	23	40	14	90	319
4	17	45	17	100	519
5	13	50	21		

Von 1000 Personen, die ihren 50. Geburtstag eben überschritten haben, werden also nach dieser Tafel 21 binnen Jahresfrist sterben, 979 den nächsten Geburtstag erreichen u. s. w. Im nächsten Jahre werden 23 von 1000 sterben oder, wie man es auch ausdrückt, die Wahrscheinlichkeit binnen Jahresfrist zu sterben (der Sterblichkeitskoëffizient oder Sterblichkeitsquotient)[1]) ist 0,023. Von den 979 Ueberlebenden werden dann 956 den 52. Geburtstag erleben, für diese ist die Sterbewahrscheinlichkeit 0,024 und es sterben folglich 23; 933 sind nach einem Jahre noch am Leben u. s. w. Man kann also die Zahlen auch so umrechnen, dass man erfährt, wie eine gewisse Anzahl gleichzeitig Geborener allmählich sich vermindert, wie viele aus einer gewissen Generation in jedem Altersjahr überleben, d. h. man kann die Sterbetafel in eine Ueberlebenstafel umbilden. Aus dieser Tafel war es wiederum früher sehr gebräuchlich, eine dritte Tafel zu berechnen, nämlich die Tafel des wahrscheinlichen Lebensalters; dieser recht unklare Ausdruck bedeutet das Alter, in welchem aus einer Anzahl Gleichaltriger eines gewissen Alters genau die Hälfte gestorben sein wird. Andere geben als die wahrscheinliche Lebensdauer nur die Zeit an, nach welcher die Hälfte gestorben ist, also mit Abzug des schon erreichten Alters. Ein vollständig feststehender Sprachgebrauch existiert nicht, doch werden Missverständnisse schwerlich entstehen können. Die Lebensversicherungstechnik, wo die Sterbetafel sonst ihre hauptsächliche praktische Anwendung gefunden hat, hat für die wahrscheinliche Lebensdauer absolut keine Verwendung, und überhaupt bietet dieser Begriff wenig Interesse. Die wahrscheinliche Lebensdauer kann als Illustration des rascheren oder langsameren Absterbens einer Generation dienen, aber es kann in vielen Fällen für diesen Zweck ebenso praktisch sein, zu berechnen, wann z. B. $\frac{2}{3}$ der Generation oder $\frac{3}{4}$ u. s. w. abgestorben sein werden. Hierzu kommt noch eine weitere Ueberlegung. Nehmen wir an, in einer gewissen Periode des

1) Die Unsicherheit, welche an diesen Benennungen haftet, wird später erörtert werden.

Lebens habe eine sehr grosse Sterblichkeit geherrscht; im Laufe einer kürzeren Zeit seien infolge dieser grossen Sterblichkeit die Gleichalterigen eines gewissen Alters bis auf die Hälfte zusammengeschmolzen. Dann aber ist vielleicht eine niedrigere Sterblichkeit eingetreten, das kommt aber in der wahrscheinlichen Lebensdauer nicht zum Ausdruck. Um zwei extreme Fälle zu wählen, sei von 1000 Personen im Alter von 30, im Alter von 60 Jahren die Hälfte noch am Leben, es mögen dann in einem Falle alle sofort sterben, im anderen die 500 überlebenden sehr langsam absterben; in beiden Fällen ergiebt sich dasselbe wahrscheinliche Lebensalter. Oder diese 1000 Personen leben alle bis gegen das 60. Jahr, und nachher sterben im Laufe einer sehr kurzen Zeit 500, dieser Fall giebt ganz dieselbe wahrscheinliche Lebensdauer als wenn diese 500 sehr früh hinweggerafft werden. Die wahrscheinliche Lebensdauer ist mit anderen Worten ein unvollkommenes Mittel, die Sterblichkeit zu messen. Allerdings kann man einigen Einwänden begegnen, wenn man statt die wahrscheinliche Lebensdauer für eine einzelne Altersklasse zu berechnen, dieselbe für eine ganze Reihe Altersjahre angiebt, aber sie bleibt doch ein abgeleiteter Begriff, sie giebt keine unmittelbare Vorstellung von der Sterblichkeit; um einen vollständigen Begriff von der Sterblichkeit zu erlangen, müsste man eigentlich aus der Tafel über die wahrscheinliche Lebensdauer die Anzahlen der Ueberlebenden berechnen, und aus dieser wiederum die Sterbetafel. Ich werde aus diesen Gründen im folgenden nur selten Gelegenheit finden, die wahrscheinliche Lebensdauer zu erwähnen.

13. Die wahrscheinliche Lebensdauer ist nicht mit der sogenannten mittleren Lebensdauer (oder Lebenserwartung) zu verwechseln. Diese besagt, wie viele Jahre eine Person von einem gewissen Alter im Durchschnitt noch zu leben hat. Dieser Begriff findet allerdings in der Lebensversicherung auch gar keine Anwendung, doch hat die mittlere insofern eine grössere Berechtigung als die wahrscheinliche Lebensdauer, weil sie ja doch von einer jeden Eigentümlichkeit im Verlaufe der Sterblichkeit beeinflusst wird und nicht wie die wahrscheinliche Lebensdauer nur von der Sterblichkeit in einer gewissen Altersperiode abhängt. Ist beispielsweise für einen 20jährigen Mann die mittlere Lebensdauer 38 Jahre, dann steht diese Zahl unter dem Einfluss der ganzen Sterbetafel von 20 Jahren ab; nimmt die Sterblichkeit im 90. Jahre zu, so wird die mittlere Lebensdauer abnehmen, ganz wie wenn in den zwanziger Jahren eine Zunahme der Sterblichkeit stattfindet. Dann giebt die mittlere Lebensdauer auch eine Vorstellung von der Anzahl der Jahre, die einer Bevölkerung zur Verfügung stehen, sie misst gewissermassen die produktive Kraft einer Bevölkerung, wenn man nur in der Lage ist, auf die höchsten nicht mehr produktiven Altersklassen Rücksicht zu nehmen. Sie steht mit anderen Worten in viel engerer Verbindung mit den wirklichen Lebensverhältnissen der Bevölkerung als die wahrscheinliche Lebensdauer. Dieser abgeleitete Begriff ist allerdings ein etwas schwerfälliges Mittel, die Sterblichkeit zu messen. Eine kleinere Veränderung der Sterblichkeit in einer kürzeren Strecke des Lebens wird auf die mittlere Lebensdauer einen wenig bemerkbaren Einfluss üben. Für einen 30jährigen Norweger ist die mittlere Lebensdauer nach der letzten norwegischen Sterbetafel 36,8 Jahre, für einen 30jährigen Deutschen dagegen 31,4 Jahre, also ein Unterschied von 5—6 Jahren. Die Sterblichkeit der norwegischen männlichen Bevölkerung ist aber durchgängig nur etwa $\frac{2}{3}$ derjenigen der

deutschen, oder wohl noch kleiner; die Wirkung dieser ungeheuren Differenz in der Sterblichkeit ist also nur eine Verlängerung der mittleren Lebensdauer um 5—6 Jahre, d. h. um etwa 17 Proz.

Dennoch wird man in vielen Fällen die mittlere Lebensdauer als Massstab der Sterblichkeit verwenden, um dadurch einen raschen Ueberblick über die Gesamtwirkung derselben zu gewinnen. Aber auch andere Begriffe könnten dieselbe Berechtigung haben. So z. B. die verschiedenen Werte einer Leibrente oder Lebensversicherung nach den einzelnen Sterbetafeln. Thatsächlich ist die mittlere Lebensdauer gleich dem Werte einer Leibrente, wenn der Zinsfuss gleich Null ist.

Zur Illustration dieser Begriffe will ich wieder die deutsche Sterbetafel benutzen.

Alter	Ueberlebende	Wahrsch. Lebensd.	Mittlere Lebensd.	Alter	Ueberlebende	Wahrsch. Lebensd.	Mittlere Lebensd.
0*	1045	34,2	34,04	35	518	29,2	27,88
0	1000	38,1	35,58	40	488	25,3	24,46
1	747	53,2	46,52	45	453	21,6	21,16
2	699	54,6	48,72	50	412	18,0	17,98
3	676	54,6	49,38	55	365	14,6	14,96
4	660	54,4	49,53	60	311	11,5	12,11
5	649	53,9	49,39	65	248	8,8	9,55
10	621	50,1	46,51	70	178	6,5	7,34
15	609	45,6	42,38	75	107	4,7	5,51
20	593	41,2	38,45	80	50	3,3	4,10
25	569	37,2	34,96	90	3	1,8	2,34
30	545	33,2	31,41	100	0	—	—

Die Zahlen der Ueberlebenden sind wie die Sterblichkeitsquotienten p. 15 abgekürzt, was einige kleine Differenzen bei Nachrechnung der Ueberlebenden in den ersten Lebensjahren erklären wird.

Von 1000 Lebendgeborenen werden nach dieser Tafel im Alter von 30 Jahren 545 am Leben sein. Diese werden dann noch durchschnittlich 31,41 Jahre leben, also durchschnittlich ein Alter von 61,41 Jahren erreichen; die Hälfte wird noch im 63. Lebensjahre übrig sein, indem die wahrscheinliche Lebensdauer 33,2 Jahre ist.

Wäre das Absterben einer Generation ganz gleichmässig, z. B. so, dass von 100 Neugeborenen jedes Jahr 1 stürbe, bis alle ausgestorben wären, dann würde die wahrscheinliche mit der mittleren Lebensdauer vollständig zusammenfallen. Wenn aber die Mehrzahl der Todesfälle weit hinaus in die Zukunft geschoben ist, dann steigt ganz natürlich die wahrscheinliche Lebensdauer der mittleren gegenüber. Und dies gilt auch hier bis ins hohe Lebensalter, wo dann das Absterben so rasch vor sich geht, dass nach wenigen Jahren nur eine verhältnismässig sehr kleine Anzahl übrig bleibt und also die Mehrzahl der Todesfälle sehr bald, die kleinere Zahl erst später, eintrifft. Ein tieferes Eingehen auf diese Frage ist übrigens hier nicht beabsichtigt. — Der Unterschied zwischen der wahrscheinlichen und mittleren Lebensdauer ist überhaupt bedeutend, für einen 3jährigen Knaben z. B. 5 Jahre.

Die Bewegung der mittleren Lebensdauer ist eine recht interessante. Im Augenblicke der Geburt nimmt sie auf einmal um $1\frac{1}{2}$ Jahre zu. Dies rührt daher, dass die Todtgeburten, die nichts zur Gesamtzahl der Lebensjahre der Geborenen beitragen, unmittelbar vor der Geburt mitgerechnet werden und also die durchschnittliche Zahl der Lebensjahre herabdrücken.

Dasselbe gilt in den ersten Lebensjahren, wo auch eine Menge Kinder in den Durchschnitt eingehen, die nur einen äusserst geringen Beitrag zur Gesamtzahl der Lebensjahre liefern. Wenn diese ausgeschieden sind, muss ganz natürlich die mittlere Lebensdauer zunehmen. Das Maximum wird etwa im 4. Jahre erreicht, dann sinkt sie allmählich und hat ungefähr bei 25 Jahren dieselbe Höhe wie bei der Geburt.

Die Zahl der Ueberlebenden sinkt in den ersten Lebensjahren sehr rasch, dann geht das Absterben viele Jahre hindurch sehr langsam vor sich, später wiederum verhältnismässig schnell.

14. Denkt man sich, dass eine Bevölkerung ganz konstant nach Zahl und Altersverteilung bleibt, indem die Anzahl der Geburten der der Todesfälle gleichkommt, die Sterblichkeit sich nicht ändert, und die Ein- und Auswanderung balanziert, dann wird offenbar die Ueberlebenstafel den Altersaufbau der Bevölkerung angeben. Faktisch trifft jene Voraussetzung in der Neuzeit nur äusserst selten zu, während sie früher wohl öfter erfüllt war, weil im vorigen Jahrhundert und früher die Bevölkerung nur äusserst langsam zunahm. Nach der letzten dänischen Volkszählung waren über 60 Jahre 9,6 Proz. der männlichen Bevölkerung; nach der dänischen Ueberlebenstafel sollte man aber 14,3 Proz. über 60 Jahre erwarten. Nach der deutschen Volkszählung (1880) waren über 60 Jahre 7,4 Proz., nach der Ueberlebenstafel dagegen sollte man 10,6 Proz. erwarten.

In einer solchen konstanten Bevölkerung würde nun auch das mittlere Lebensalter dem durchschnittlichen Alter beim Tode gleichkommen, wegen der thatsächlichen Anhäufung der Bevölkerung in den jüngeren Altersjahren wird aber in der Regel das durchschnittliche Alter beim Tode faktisch viel kleiner als das mittlere Lebensalter sein. — In Dänemark war z. B. die mittlere Lebensdauer für einen lebendgeborenen Knaben nach der letzten Sterbetafel 47 Jahre, dagegen war 1885—89 das durchschnittliche Alter beim Tode nur 34 Jahre. Das durchschnittliche Alter der 1890 gezählten männlichen Bevölkerung war noch kleiner, nämlich nur 28 Jahre. Unter den obigen Voraussetzungen würde auch dieses Alter offenbar dem mittleren gleichkommen müssen, weil die Ueberlebenstafel den Altersaufbau der Bevölkerung angäbe. Es würde also in der Neuzeit in den meisten Fällen unthunlich sein, auf dem Altersaufbau der Bevölkerung zu fussen, um eine Vorstellung von der Sterblichkeit zu erhalten. Man kann allerdings ganz vereinzelte Fälle angeben, wo die Bevölkerung zwischen zwei Volkszählungen nur von Geburten und Todesfällen abhängig war, und aus dem Altersaufbau der beiden Zählungen kann man dann auf die Sterblichkeit schliessen. Wenn z. B. 1000 10jährige Personen 1880, 900 20jährige 1890 gezählt wurden, würde man daraus schliessen dürfen, dass die Wahrscheinlichkeit eines 10jährigen, binnen 10 Jahren zu sterben, $\frac{1}{10}$ wäre. Noch seltener dürfte eine einzige Volkszählung ein vollständig richtiges Bild von der Absterbeordnung abgeben; man müsste dazu wohl voraussetzen, dass während vieler Jahrzehnte die Bevölkerung konstant gewesen sei. Wie man die Sterbetafel nicht aus den Sterbefällen allein konstruieren kann, kann man dies auch nicht allein aus der Bevölkerung.

In einer solchen konstanten Bevölkerung, wo die Ueberlebenstafel den Altersaufbau angiebt, würde nun auch die mittlere Lebensdauer in einem eigentümlichen Zusammenhange mit der Anzahl der Sterbefälle stehen, oder, was auf dasselbe kommt, mit der Anzahl der Geburten.

Nehmen wir irgend ein sehr kleines Zeitelement, beispielsweise einen Tag. Die Zahl der Geborenen eines Tages sei z. B. 100, die Zahl der Geborenen (Todesfälle) eines Jahres also 36 500. Es sei ferner das mittlere Lebensalter 50 Jahre; die 100 Personen werden also insgesamt 5000 Jahre oder etwa 365 $\times$ 5000 Tage verleben. Fragt man bei einer Volkszählung, wie viele Personen von den 100 an einem bestimmten Tage in einem gewissen Jahre Geborenen noch am Leben sind und summiert man alle diese Zahlen, so erhält man die Gesamtzahl der Bevölkerung, eine Zahl, die offenbar gleichzeitig die Anzahl der Tage ausdrückt, welche 100 an einem Tage Geborene successiv erleben. Die Volkszahl ist folglich 36 500 $\times$ 50 oder gleich dem mittleren Lebensalter in Jahren gemessen, multipliziert mit der jährlichen Zahl der Geburten oder Todesfälle. Eine Gruppe Menschen, gleich der Zahl, welche das mittlere Lebensalter in Jahren ausdrückt und mit derselben Altersverteilung wie die der ganzen Bevölkerung, wird folglich im jährlichen Durchschnitt einen Todesfall abgeben. Dieser Satz wird auf ein jedes Alter des Menschenlebens erweitert werden können; man zählt dann nur statt der Geburten die Personen, die ein gewisses Alter erreichen, und statt der ganzen Volkszahl nur die Zahl der Personen, welche dieses Alter schon überschritten haben.

Dieser Satz, nach welchem das mittlere Lebensalter also umgekehrt proportional zum Sterblichkeitskoeffizienten sein soll, ist ein altbekannter in der Geschichte der Statistik. Schon früh hat man aber die Entdeckung gemacht, dass in Wirklichkeit die Geburtenzahl und die Sterbezahl voneinander stark abweichen; es ist vorgeschlagen worden, diesem Mangel durch eine Durchschnittsberechnung abzuhelfen. Wenn z. B. in Dänemark 1880—89 320 Geburten (ohne Todtgeburten) und 186 Todesfälle jährlich auf 1000 Personen fielen, sollte man entweder das mittlere Lebensalter in Jahren gleich $\frac{10\,000}{\frac{1}{2}(320+186)} = 39{,}5$ setzen, oder man sollte aus der Geburtshäufigkeit $\frac{10\,000}{320} = 31{,}25$, aus der Sterbezahl $\frac{10\,000}{186} =$ 53,76 berechnen und daraus wiederum den Durchschnitt $42\frac{1}{2}$ als Ausdruck für das mittlere Lebensalter nehmen. Beide Zahlen weichen von der faktischen ausserordentlich ab; das durchschnittliche Lebensalter war nämlich, richtig berechnet, gegen 48 Jahre. Beide erwähnten Arten der Berechnung sind also völlig unbrauchbar.

Wir haben gesehen, dass der Altersaufbau der Bevölkerung in der Regel verschieden von demjenigen der Ueberlebenstafel ist. Auf der einen Seite bewirkt der Geburtsüberschuss eine Anhäufung in den jungen Jahren, auf der anderen spielen die Wanderungen (Ein- und Auswanderung) eine erhebliche Rolle.

15. Man könnte nun fragen, ob man brauchbare Sterbetafeln berechnen könnte, wenn man ohne Rücksicht auf die Wanderungen nur die Wirkung des Geburtsüberschusses entfernte. Diese Methode wurde von Hermann vorgeschlagen und teilweise zur Ausführung gebracht. (Beiträge zur Statistik des Königreichs Bayern, Heft 3, 1854.) Später hat Bortkewitsch einen wohlgelungenen Versuch gemacht die Methode auf Russland anzuwenden. (Russische Sterbetafeln, Allg. Stat. Archiv 1893.) Die durch die Methode berechnete Volkszahl Russlands weicht um 3—4 Proz. von der faktischen ab. Die Methode besteht darin, dass man

den Geborenen eines Jahres von Jahr zu Jahr folgt und das allmähliche Absterben registriert. Man erhält also eigentlich für eine jede Generation eine Absterbeordnung, kann aber selbstverständlich auch alle diese Absterbeordnungen in ein Ganzes zusammenfassen. Um eine vollständige Absterbeordnung zu erhalten, muss man offenbar Beobachtungen für einen Zeitraum von etwa 100 Jahren haben, eine Bedingung, die wohl meist schwer zu erfüllen ist.

Uebrigens giebt die Hermannsche Methode Antwort auf eine ganz andere Frage als die auf gewöhnliche Weise hergestellte Tafel. Falls die Wanderungen keine erhebliche Rolle spielen, kann die Hermannsche Tafel uns ein vollständig richtiges Bild von der faktisch vorhanden gewesenen Absterbeordnung einer Generation geben. Sie sagt uns z. B., wie 1000 im Jahre 1790 geborene Kinder allmählich abgestorben sind, bis keins mehr am Leben war. Wenn man dagegen wie gewöhnlich auf Grundlage einer Volkszählung (oder mehrerer solcher) und Sterblichkeitsbeobachtungen in einer kürzeren Zeitstrecke die Ueberlebenstafel berechnet, dann ist dieselbe streng genommen rein fictiv, denn sie sagt nur, wie eine Generation absterben wird, falls die Sterblichkeit sich nicht ändert. Die Tafel sagt uns z. B., wie 1000 im Jahre 1890 Geborene allmählich absterben werden, falls die Sterblichkeit unverändert wie in den Jahren um 1890 bleibt.

Wenn man die Sterbetafel im praktischen Leben, z. B. in der Lebensversicherung anwenden will, dann fragt es sich nun, welche von diesen beiden Rechnungsgrundlagen vorzuziehen ist. In der Regel würde die Hermannsche Tafel kaum verwendbar sein, weil die Sterblichkeit sich in diesem Jahrhundert, wie später bewiesen werden soll, ausserordentlich verändert hat, und die neuesten Beobachtungen werden wahrscheinlich besser auf die Zukunft passen, als die älteren. Und wenn es sich darum handelt, einer Ursache auf die Spur zu kommen, ein statistisches Experiment vorzunehmen (also z. B. die Wirkungen einer hygienischen Massnahme zu beobachten), dann wird man im Allgemeinen die Ursachen besser isolieren können, wenn man mit den Beobachtungen für einen kürzeren Zeitraum zu thun hat, als wenn man mit den umfangreichen Zahlenreihen für 100 Jahre operieren soll.

In der Regel wendet man die Hermannsche Methode an, anstatt auf Volkszählung und Todesfällen zu fussen, wenn es sich um die Sterblichkeit in den Kindesjahren handelt. Allerdings könnte man auch hier die gewöhnliche Methode benutzen, aber man stösst dann auf verschiedene Schwierigkeiten, die nur durch vielerlei Berechnungen beseitigt werden können. Erstens sind die Altersangaben für Kleinkinder oft sehr ungenau; die Kinder, welche ihrem einjährigen Geburtstag nahe sind, werden als einjährig registriert u. s. w. Zweitens ist die Alterseinteilung gewöhnlich nicht detailliert genug; wenn die Sterblichkeit von Tag zu Tag so rasch abnimmt, wie in den ersten Wochen des Lebens, geht es nicht an, das Jahr als Einheit zu benutzen. Endlich wird man nicht von den grossen Schwankungen in den Anzahlen der Kleinkinder absehen dürfen. Die wechselnde Geburtszahl übt hier einen unverkennbaren Einfluss aus. Allerdings kann man diese Schwierigkeiten — wie in einem folgenden Kapitel erwähnt werden soll — überwinden, aber teils ist diese Methode neu und ungeprüft, teils auch recht kompliziert. Mit Hilfe dieser Methode habe ich auf Grundlage der Sterblichkeitsstatistik Dänemarks 1880—89 gefunden, dass von 10000 Neugeborenen (Todtgeburten

eingeschlossen) nach 5 Jahren 7767 noch am Leben sein werden. Auf Grundlage der Hermannschen Berechnung würde man 7772 finden — also ein unbedeutender Unterschied. Die Hermannsche Methode bewährt sich somit bis zum fünften Lebensjahr; in dieser Altersstrecke spielen überhaupt die Wanderungen eine geringe Rolle, und man kann folglich mit recht grosser Sicherheit auf Geburten und Todesfällen allein fussen, ohne auf die Volkszählung zurückgreifen zu müssen. Diese Methode wird denn auch, soweit die Kindesjahre in Betracht kommen, allgemein gebraucht.

Nur auf einzelnen Punkten gilt es mit grosser Vorsicht zu arbeiten. In einigen Ländern, so namentlich in Frankreich, spielen z. B. die Wanderungen in den Kindesjahren eine erhebliche Rolle, indem Kinder, die in der Stadt geboren werden, aufs Land geschickt werden, und in allen Ländern stösst man auf grosse Schwierigkeiten, wenn es sich um uneheliche Kinder handelt, weil viele unehelich geborene Kinder durch nachfolgende Verehelichung der Eltern legitimiert werden und bei ihrem Tode als ehelich geboren registriert werden, während sie bei ihrer Geburt als unehelich aufgeführt wurden. Die Hermannsche Methode wird also hier leicht irreführen: die Sterblichkeit der Unehelichen wird unterschätzt, die der Ehelichen überschätzt. Wenn nun trotzdem die Sterblichkeit der unehelichen Kinder grösser erscheint als die der ehelichen, hat man eine vollständige Sicherheit für das Vorhandensein ungünstig wirkender Ursachen unter den ersteren. Aber in der Regel gleicht sich der Unterschied allmählich aus und zuletzt tritt oft ein grösserer Sterblichkeitskoëffizient unter ehelich geborenen hervor, und dann entsteht die Frage, auf welche Ursachen dies zurückzuführen ist — die Legitimationen oder gesundheitsschädliche Momente. Diese Schwierigkeit kann nur dadurch überwunden werden, dass man den Umfang der Legitimationen genau erforscht.

Dagegen werden in späteren Jahren die Wanderungen gewöhnlich eine zu grosse Rolle spielen, als dass die Hermannsche Methode oder eine daran anknüpfende Berechnung verwendet werden könnte, und wenngleich auch die Interpolationen zur Berechnung der von verschiedenen Altersklassen zwischen den Volkszählungen verlebten Zeit nicht absolut fehlerfrei sein können — wir werden weiter unten diese Frage behandeln — darf man doch in der Regel mit viel grösserer Zuversicht Sterbetafeln benutzen, die auf Volkszählungen und Todesfällen fussen. Wenn wie in Dänemark der Geburtsüberschuss 1880—89 ca. 196 000 war, der faktische Zuwachs nur 103 000, ist der Auswanderungsüberschuss also 73 000 gewesen. Es würde daher hier anzuraten sein, die Volkszählung von 1890 heranzuziehen um diese Wanderungen zu berücksichtigen. Die untenstehenden Zahlen beziehen sich auf die dänische Statistik 1880—90. Die erste Kolonne a giebt an, wie viele von 100 5jährigen allmählich noch am Leben sein würden, falls man die Volkszählung 1890 als Ueberlebenstafel betrachten dürfte, also gleichzeitig von Geburtsüberschuss, Abwanderungsüberschuss und Veränderungen in der Sterblichkeit absehen dürfte. Die zweite Kolonne b fusst auf den zu verschiedenen Zeitpunkten Geborenen und der Volkszählung 1890; sie zeigt m. a. W. wie viele noch am Leben sein würden, falls man von den Wanderungen abstrahieren dürfte. Die letzte Kolonne c fusst auf der Sterblichkeit 1880—89 und beiden Volkszählungen. Hier sind folglich die Wanderungen einigermassen eliminiert gleich wie auch die Wirkung des

Geburtsüberschusses; die in früheren Zeiten herrschende grössere Sterblichkeit hat hier keinen Einfluss.

Von 100 5jährigen werden noch am Leben sein

	nach der Volkszählung 1890	nach der Volkszählung 1890 u. den Geburtszahlen	nach den Volkszählungen 1880 und 1890 und den Todesfällen 1880—89
Alter	a	b	c
5	100	100	100
15	75	87	94
35	51	70	82
55	34	58	66
75	13	26½	30

Die Zahlenreihen weichen stark von einander ab. Die Differenz zwischen den Kolonnen a und b ist hauptsächlich als Ausdruck der Wirkung des Geburtsüberschusses auf den Altersaufbau der Bevölkerung aufzufassen; dadurch werden die unteren Altersklassen verhältnismässig stark besetzt. Die Differenz der beiden letzten Kolonnen rührt teils von den Wanderungen her, teils von den Veränderungen der Sterblichkeit, beide Ursachen bewirken, dass verhältnismässig weniger nach Kolonne b am Leben sind als nach der Sterbetafel 1880—89. Für die jüngeren Jahre ist der Unterschied wohl wesentlich der Auswanderung zuzuzchreiben, da die Abnahme der Sterblichkeit hier nur eine geringere Wirkung geübt haben kann, dagegen tritt diese letztere Ursache mehr in den älteren Jahren hervor. Zwischen 5 und 15 Jahren ist die Sterblichkeit nach Kolonne b 13 Proz., nach c dagegen nur 6 Proz., also nicht halb so gross; auch in der folgenden Altersstrecke wird man einen ausserordentlich grossen Unterschied beobachten. Später gleicht sich die Differenz etwas aus. Von 100 35jährigen sterben binnen 20 Jahren 17 bezw. 19½ Proz., für 55jährige findet man 54 bezw. 55 Proz.[1]).

Man gelangt somit zu dem Ergebnis, dass man in der Mitte des Lebens eine genauere Methode der Berechnung der Sterblichkeit nicht entbehren kann; für die ersten Kindesjahre wird man in der Regel die Hermannsche Methode vorziehen, und eine damit verwandte Methode wird vielleicht (bei gehöriger Vorsicht) für die älteren Jahre, wo die Wanderungen aufhören einen bemerkbaren Einfluss üben, anwendbar sein.

16. Wenn man nun die Sterblichkeit feststellen will, indem man mit einer oder mehreren Volkszählungen als Grundlage nach der Anzahl der auf diese Bevölkerung fallenden Todesfälle fragt, begegnet man zwei Begriffen, die oft mit demselben Namen (Sterblichkeitskoëffizienten oder Sterblichkeitsquotienten, vgl. o. p. 16) bezeichnet werden, aber dennoch im Grunde verschieden sind. Denken wir uns, dass wir aus der durchschnittlichen Volkszahl und der Zahl der Sterbefälle in einer als Einheit benutzten Zeitstrecke (gewöhnlich wohl ein Jahr) einen Bruch berechnet haben, so ist dieser ein wenig verschieden von der Zahl, welche man erhalten würde, wenn man berechnete, wie viele gleichalterige Personen vor dem Verlaufe der Zeiteinheit sterben werden. Es sei die Zeiteinheit

1) Diese Zahlen sind aus den oben angeführten sehr abgekürzten Zahlen berechnet, genauer würde sich 54,1 Proz. bezw. 54,3 Proz., also eine noch geringere Differenz ergeben.

ein Jahr, es sei ferner vorausgesetzt, dass 10 000 gleichalterige Personen von ihrem Geburtstag bis zum nächsten Geburtstag beobachtet wurden und dass während dieses Jahres 200 starben. Die Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben, würde dann 2 Proz. sein. Die 9800 übrig gebliebenen Personen haben dann eine jede 1 Jahr verlebt; die 200 verstorbenen durchschnittlich vielleicht ein halbes Jahr (dies würde durch genauere Beobachtungen zu berichtigen sein), und die Zahl der durchlebten Jahre, oder mit anderen Worten die durchschnittliche Volkszahl war somit 9900. Dividiert man die Anzahl der Sterbefälle durch 9900, so erhält man dann einen Quotienten, welcher etwas von der Sterbenswahrscheinlichkeit abweicht, bezw. ein wenig grösser ist, nämlich 2,02 Proz. Diese Zahl bezeichnet man in der Regel als die Intensität der Sterblichkeit (force of mortality der Engländer). Die Wahrscheinlichkeit eines 30jährigen, binnen Jahresfrist zu sterben, giebt uns an, wie viele Personen von einer gegebenen Anzahl, die ihren 30jährigen Geburtstag überschreiten, vor dem 31jährigen Geburtstag sterben werden. Die Intensität der Sterblichkeit sagt uns, wie viele von einer gewissen Durchschnittszahl von 30 bis 31jährigen (also durchschnittlich etwa $30\frac{1}{2}$ Jahre alten) in einem Jahre sterben werden. In ersterem Falle denken wir uns die Reihen immer mehr durch Todesfälle gelichtet, in letzterem rücken sozusagen immer neue Personen in die Reihen ein als Ersatz der Verstorbenen, und da auch diese Ersatzmannschaft Todesfälle abgeben kann, wird ganz natürlich die Intensität der Sterblichkeit ein wenig grösser sein als die entsprechende Wahrscheinlichkeit zu sterben. Dieser Unterschied wird nicht immer in statistischen Werken mit voller Klarheit behandelt, und man wird daher stets mit gewisser Vorsicht bei Vergleichungen verfahren müssen. Annäherungsweise wird man, wie wir gesehen haben, leicht die eine Zahl aus der anderen berechnen können.

17. Stellen sich in der Sterblichkeitsstatistik viele Schwierigkeiten in den Weg, so gilt dieses noch mehr in der Krankheits- und Invaliditätsstatistik. Der Tod ist eine leicht konstatierbare Thatsache, während Krankheit bis zu einem gewissen Grade ein willkürlicher Begriff ist; was den einen veranlasst, das Bett zu hüten, wird einen anderen nicht zwingen, die Arbeit auszusetzen. Hierzu kommen die noch höchst verschiedenen statutarischen Bestimmungen der Krankenkassen (deren Bücher die meisten statistischen Beobachtungen liefern) und die verschiedene Handhabung dieser Bestimmungen. Die eine Kasse wird vielleicht sehr mild, die andere sehr streng verfahren, die einen werden bei chronischen Krankheiten Unterstützung geben, die anderen nicht u. s. w. Es können daher internationale Vergleichungen, ja selbst Zusammenstellungen für verschiedene Kassen innerhalb desselben Landes oder schon derselben Stadt nur mit der allergrössten Vorsicht, wenn überhaupt, vorgenommen werden. Am wenigsten ist wohl die Statistik der Krankheitsursachen entwickelt; es fehlt hier das finanzielle Interesse, welches sonst in der Vitalstatistik die grösste Triebkraft ist.

Im übrigen werden ganz dieselben Betrachtungen angewandt werden können wie in der Mortalitätsstatistik. Doch ist thatsächlich der Einfluss des Alters ein geringerer, namentlich ist die Häufigkeit der Krankheiten von ihm verhältnismässig unabhängig, und man wird in der Regel recht zuverlässige Schlüsse mit Rücksicht auf diese ziehen können, ohne das Material nach Alter zergliedern zu müssen. Freilich ist die

Häufigkeit der Krankheiten bei weitem nicht ein so wichtiger Begriff wie die Dauer der Krankheiten, welche etwas mehr vom Alter abhängig ist, namentlich wenn man die chronischen Krankheiten mitrechnet. Als Beispiel seien einige Ergebnisse für die Landdistrikte Dänemarks angeführt[1]):

Alter	Jährliche Anzahl der Krankentage per Mitglied	Jährliche Anzahl der Krankentage für jedes kranke Mitglied	Auf 100 Mitglieder fallen Erkrankungen
unter 20 J.	2,93	22,0	13,3
20—30	3,08	22,2	13,9
30—40	3,74	22,7	16,7
40—50	4,28	23,4	18,3
50—60	6,17	26,8	23,0
60—70	9,03	33,1	27,2
70—80	12,08	39,2	30,8

Vergleicht man diese Zahlen mit der Sterblichkeitstafel (S. 15), so wird man ersehen, dass die Anzahl der Krankentage per Mitglied langsamer steigt, als die Sterblichkeit, namentlich nach 50 Jahren. Noch langsamer steigt die Anzahl der kranken Mitglieder und die auf jedes kranke Mitglied fallende Anzahl Krankentage.

Uebrigens hat die Tafel eine kleine Unklarheit, welche recht häufig auftritt. Die letzte Kolonne ist so zu verstehen, dass sie angiebt, wie viele Erkrankungen überhaupt jährlich eintreffen, nicht wie viele Personen jährlich krank werden. Da ein jedes Mitglied im Laufe eines Jahres mehrmals von Krankheit befallen werden kann, wird die Anzahl der krank gewesenen Mitglieder ein wenig kleiner sein als die der Erkrankungen, und folglich die jährliche Anzahl Krankentage für jedes krank gewesene Mitglied grösser als die Dauer der einzelnen Krankheit. Es müssen also 5 verschiedene Begriffe auseinander gehalten werden statt der drei auf der Tafel angeführten. Hierzu kommen noch andere Begriffe, z. B. betreffend die chronischen Krankheiten, die Klassifizierung der Krankheiten nach der Dauer, Altersschwäche und sonstige Arbeitsunfähigkeit, Krankheiten mit tödlichem Ausgange, Krankheitsursachen u. s. w.

Ein besonderes Interesse hat in der neueren Zeit die Unfall- und Invaliditätsstatistik gewonnen. Es gilt hier z. B. die Unfälle mit tödlichem und nicht tödlichem Ausgang und bei den letzteren die Dauer und den Grad der Arbeitsunfähigkeit zu beobachten. In Verbindung mit dieser Statistik wird es auch wünschenswert sein, die verschiedene Sterblichkeit der invaliden und nicht- invaliden Personen zu beobachten als Anhaltspunkte für die Berechnungen der Kosten einer darauf gerichteten Versicherung. Es werden hier dieselben Vorsichtsmassregeln gegen Fehlschlüsse wie in der Sterblichkeitsstatistik notwendig sein. Es wird Interesse haben, zu berechnen, wie gross die Wahrscheinlichkeit einer Person gegebenen Alters ist, nach gewissen Jahren noch nicht invalide am Leben zu sein u. dgl., während die entsprechenden Berechnungen in der Krankheitsstatistik in der Regel nur von rein theoretischer Bedeutung sein würden. Ein näheres Eingehen auf derartige Berechnungen ist hier jedoch nicht beabsichtigt.

---

1) De danske Sygekasser (von einer 1885 ernannten Regierungskommission herausgegeben). Kopenhagen 1887, Tafel XXX.

18. Es mögen zum Schluss nur noch ein paar Bemerkungen über die Vergleichungsmethoden der einzelnen Beobachtungsreihen zugefügt werden. Wenn zwei oder mehr Sterbetafeln vorliegen, wird es oft schwierig fallen, einen Ueberblick der mannigfachen Bewegungen zu gewinnen. Diesen Ueberblick werden vielen verhältnismässig am leichtesten graphische Darstellungen der Thatsachen vermitteln, wenn man z. B. die Zeit als Abscisse, die Sterblichkeit als Ordinate aufträgt. Dadurch werden oft die eigentümlichen Bewegungen der einzelnen Zahlenreihen unmittelbar ins Auge springen. Es wird sich aber auch nicht selten empfehlen, aus den Zahlen ein summarisches Ergebnis zu berechnen, z. B. die mittlere Lebensdauer, oder den Wert einer Leibrente (vergl. oben p. 17).

Ein solches Gesamtergebnis ist z. B. die Zahl, welche angiebt, wie viele Todesfälle der Sterbetafel gemäss auf eine gewisse Bevölkerung fallen würden. Diese Zahl kann man alsdann mit der faktischen Zahl der Todesfälle zusammenhalten. Ein anderes, allerdings etwas rohes Verfahren würde es sein, einfach die Sterblichkeitskoëffizienten einer gewissen Periode zu addieren, indem man also gewissermassen voraussetzt, dass die betreffende Bevölkerung in jeder Altersklasse dieselbe Volkszahl hat. Dies würde freilich für die älteren Altersklassen mit ihrer schwachen Besetzung und stark aufsteigenden Sterblichkeit kaum zu empfehlen, dagegen als vorläufiges Vergleichungsmittel für die mittleren Teile des Lebens weniger bedenklich sein; besonders wenn man diese in mehrere Altersstrecken teilt, z. B. wenn Koëffizienten für einzelne Jahre noch vorliegen, in zehnjährige Altersklassen. Dadurch werden viele vielleicht zufällige Unebenheiten ausgeglichen werden können und die Hauptbewegungen klarer hervortreten. In der Regel wird es jedoch wohl lohnender sein, eine faktisch beobachtete Bevölkerung als Grundlage zu benutzen, wie dies z. B. geschehen ist, wenn auf p. 9 berechnet wurde, dass die Eisenbahnbeamten bei ebenso günstigen Mortalitätsverhältnissen wie im geistlichen Stande nur 8 Todesfälle auf 1000 Personen jährlich aufweisen würden, während thatsächlich 17 pro Mille starben.

Diese Berechnung der erwartungsmässigen Ereignisse wird im folgenden oft angewandt werden, um einen schnellen Ueberblick der Verhältnisse zu gewinnen. Wie in einem folgenden Kapitel nachgewiesen werden soll, hat diese Methode den Vorteil, viele aus kleinen Beobachtungsreihen hervorgehende Zahlen mit allen zufälligen Unebenheiten zusammenzufassen, ohne dass es notwendig sein wird, die Zergliederung der Altersklassen oder sonstiger Gruppen (z. B. Beruf, Wohnort u. s. w.) aufzugeben, m. a. W. den Vorteil eines umfangreichen Materials zu gewinnen, ohne die Nachteile desselben befürchten zu müssen.

Ein anderer Vorteil liegt darin, dass die Methode es oft gestattet, sozusagen einen Spatenstich tiefer zu graben, als sonst möglich sein würde. Gesetzt es liege eine ausführliche Volkszählung vor, aber in irgend einer Bevölkerungsgruppe sei nur die Gesamtzahl der Todesfälle, nicht aber deren Verteilung auf Altersklassen bekannt. Man wisse z. B. die Sterblichkeit der Geistlichen nach Alter (vgl. p. 8) und die Altersverteilung der Eisenbahnbeamten, sonst habe man aber nur gefunden, dass in allen Altersklassen zusammen 17 pro Mille der Eisenbahnbeamten jährlich sterben. Wenn man dann die Methode der erwartungsmässigen Todesfälle benutzen will, hat man ein Mittel an der Hand, die verschiedene Altersverteilung zu berücksichtigen. Man weiss zwar, wie oben entwickelt, nicht, ob ein-

zelne Altersklassen der Eisenbahnbeamten günstiger daran sind, jedenfalls müssen dann aber andere Altersklassen umso ungünstiger gestellt sein, d. h. man weiss, dass es sich lohnen wird, genauere Untersuchungen vorzunehmen. Hätte man durch eine solche Berechnung genau dieselbe Sterblichkeit gefunden wie durch Beobachtung, so würde man auf der anderen Seite selbstverständlich nicht schliessen dürfen, dass die Sterblichkeit in allen Altersklassen der beiden Bevölkerungsgruppen dieselbe sei; hierin liegt die Begrenzung für die Verwendbarkeit einer derartigen Berechnung.

Zweites Kapitel.

Die Anfänge der Mortalitäts- und Morbilitätsstatistik.

1. Im vorhergehenden Kapitel habe ich verschiedene Fehlschlüsse geschildert, welche man in der Statistik zu ziehen versucht ist. Es kann nicht anders sein, als dass die Geschichte der Statistik auch die Geschichte dieser Fehlschlüsse sein wird. Solche Fehlschlüsse stehen als Denkmäler auf dem Wege alles menschlichen Forschens. Wenn man den Weg zum Ausgangspunkt zurück nimmt, kann man allerdings leicht kürzere Pfade finden und jenen Irrtümern entgehen; nicht so aber, wenn man zum ersten Mal durch unbekannte Gegenden dringen soll, dann sind vielfache Verirrungen und Umwege unvermeidlich. Auch diese Irrtümer erwerben ihren Urhebern ein wirkliches Verdienst um die Wissenschaft, wenn sie nur aus ernstem Streben nach Wahrheit, ob auch aus unzureichendem Denken hervorgegangen sind. Nur wenn die Schüler leichtsinnig an den falschen Methoden und falschen, oder falsch begründeten Ergebnissen der Meister festhalten, ohne sie nochmals mit den ihnen zur Verfügung stehenden reicheren Mitteln streng zu prüfen, wie dies leider nur allzu oft in der Statistik der Fall war, nur dann sind sie zu tadeln. Noch in der Neuzeit wenden viele Forscher Methoden an, deren Unvollkommenheit oder gar Unrichtigkeit schon seit Generationen bekannt ist, und ein grosser Teil der wissenschaftlichen Kräfte der modernen Statistik geht sozusagen in einem bisher fast resultatlosen Kampfe gegen Irrtümer der Statistiker vergangener Jahrhunderte verloren, Irrtümer, welche schon längst begraben sein sollten.

Es wird vielleicht angebracht sein, eine solche geschichtliche Darstellung zu versuchen, ehe ich zu dem eigentlichen Gegenstande dieses Werkes komme. Man kann diese Geschichte von zwei verschiedenen Gesichtspunkten aus schreiben. Wählt man den einen, so treten die Technik und die Methoden in den Vordergrund, wählt man den anderen, so wird das Gewicht auf die Ergebnisse der statistischen Untersuchungen gelegt. Den ersteren Gesichtspunkt wählen die Geschichtsschreiber gewöhnlich; wir erfahren, wie die Methoden zur Berechnung von Sterbetafeln allmählich vollkommener werden u. s. w. Uns interessiert jedoch mehr die andere Seite, welche nur selten berücksichtigt wird. Man wünscht darüber ins Klare zu kommen, was man — in groben Umrissen — zu jeder Zeit gewusst hat oder wenigstens auf Grundlage der unvollkommenen Methoden bewiesen zu haben glaubte.

Die Wege gehen übrigens bei beiden Ausgangspunkten meistens parallel; wer die Geschichte des statistischen Wissens schreibt, kann nicht umhin, auch auf die Entwickelung der Methoden Rücksicht zu nehmen, und umgekehrt.

2. Die Geburtszeit der Mortalitätsstatistik fällt in das 17. Jahrhundert. Vor dieser Zeit wusste man sehr wenig von den Chancen des Lebens und Todes. Es sei hier beispielsweise nur an die sprüchwörtlich gewordene Bemerkung im 90. Psalm von den 70 Jahren, welche dem Menschen zugemessen sind, oder an die Schätzung eines Ulpianus (l. 68 Dig. XXXV ad legem Falcidiam) erinnert. Die letztere betrifft die Sicherung der Quarta Falcidia bei lebenslänglichen Renten und giebt eine Berechnung der mittleren Lebensdauer eines Legatars, welche besser abgestuft ist, als die früher angewandten Zahlen. Bis zum 20. Jahre des Legatars ist die fernere Lebensdauer auf 30 Jahre veranschlagt; zwischen 20 und 25 sinkt dieselbe auf 28 und dann weiter von Jahrfünft zu Jahrfünft auf 25, bezw. 22 und 20. Nach Erreichung des 40jährigen Alters sinkt die mittlere Lebensdauer jedes Jahr um ein Jahr, ist dann von 50 - 55 Jahren 9, das folgende Jahrfünft 7 und nachher 5. Ein Vergleich mit der letzten gemeinschaftlichen Tafel der englischen Versicherungsgesellschaft (Männer) ergiebt folgendes Ergebnis:

Mittlere Lebensdauer:

Alter	Ulpianus	Englische Versicherungs-Gesellschaften
10—15 J.	30 J.	c. 48 J.
15—20	30	44
20—25	28	40
25—30	25	37
30—35	22	33
35—40	20	29
40—45	c. 17	26
45—50	c. 12	22
50—55	9	19
55—60	7	16
60—65	5	13
65—70	5	10
70—75	5	8
75—80	5	6

Wenn man die von Ulpianus angegebenen Zahlen um 10—15 Jahre vergrössert, wird eine nicht üble Uebereinstimmung der beiden Zahlenreihen erreicht. Dies würde allerdings eine so ungeheuere Ermässigung der Sterblichkeit gegenüber der Veranschlagung des Ulpianus bedeuten, dass man aller Wahrscheinlichkeit nach bei diesem eine grosse Unterschätzung der Lebensdauer annehmen kann, so sehr sonst die Abstufung dem modernen Statistiker Bewunderung abzwingt. Hierauf beschränkten sich die Gedanken der römischen Welt in Bezug auf Vitalstatistik. Volkszählungen sowie Registratur der Todesfälle und Geburten wurden allerdings im klassischen Altertum vorgenommen; diese Schätze wurden aber nicht verwertet; nur in kläglichen Bruchstücken sind sie der Neuzeit überliefert worden [1]).

Eine Aufforderung zum Nachdenken über die Chancen des Lebens lag allerdings in den schon am Ausgang des Mittelalters gebräuchlichen Leibrenten. Schon im Jahre 1402, als die Stadt Amsterdam die Er-

1) Vergl. z. B.: Beloch, Die Bevölkerung der griechisch-römischen Welt 1886.

laubnis erhielt, Leibrenten zu verkaufen, wurde diese Erfindung als allgemein bekannt vorausgesetzt [1]), aber Jahrhunderte hindurch begnügte man sich mit ganz rohen Berechnungen, ohne auf das Alter Rücksicht zu nehmen. Eine Zeit lang wurde die Leibrente meist in der Weise festgestellt, dass man sie doppelt so hoch als die gewöhnliche Rente wählte; war diese $8\frac{1}{3}$ Proz. (wie in Amsterdam 1588—91), so wurden den Leibrentenkäufern $16\frac{2}{3}$ Proz. der Kaufsumme zugesichert. Dieses vorteilhafte Unterbringen des Geldes lockte so viele Leibrentenkäufer an, dass der Prozentsatz allmählich sank; zu J. de Witts Zeit scheint er in der Regel $7\frac{1}{2}$ gewesen zu sein, während der gewöhnliche Zinsfuss gleichzeitig 4 Proz. betrug; namentlich wurden für 5—12 Jahre alte Kinder Leibrenten gekauft, in welchem Alter also die allgemeine Auffassung die besten Lebenschancen fand. Aber lange Zeit hindurch rief diese besonders bei den Niederländern so verbreitete Einrichtung keine statistischen Untersuchungen hervor.

Auch das Finanzprojekt (c. 1565) eines Berthold Holzschuher [2]) (1551 Bürgermeister in Nürnberg, 1582 gestorben), nach welchem verschiedene Reichs- und Hansestädte eine Art obligatorische Heiratsguts-Versicherung einführen sollten, aus welcher er sich für die Städte und sich selbst grosse Vorteile versprach, stützte sich nicht auf eigentliche Beobachtungen. Er glaubt annehmen zu dürfen, dass kaum die Hälfte der Neugeborenen das Alter der Erwachsenen erreicht und sich verheiratet, aber diese Annahme fusst nur auf ganz oberflächlichen Beobachtungen, gerade so, wie wenn zwei Jahrhunderte später Adam Smith meint, dass eine Schaar von 4 Kindern bis auf zwei heiratsfähige Personen zusammenschmelzen werde [3]). — Aus diesem Projekte wurde übrigens nichts.

3. Als im 17. Jahrhundert mit der Mortalitätsstatistik begonnen wurde, waren nicht nur die Kenntnisse über Mortalitätsverhältnisse gleich Null, sondern man war sogar in ganz falschen Vorstellungen befangen. Noch im 18. Jahrhundert musste Süssmilch die Vorstellung von der Wirkung der „Stufenjahre" (klimakterische Jahre) bekämpfen: die Theorie, dass „jederzeit das siebente Jahr eine solche Stufe oder Klippe sei, an welcher das Leben mehrerer Menschen scheitern soll" (Göttl. Ordnung, II, § 490), ein Aberglaube, der im Volke wohl bis zum heutigen Tage fortlebt. Nicht nur „Stufenjahre", auch „Stufenwochen" übten nach dieser Auffassung einen verhängnisvollen Einfluss. Ueberhaupt war im 17. Jahrhundert der Glaube sehr verbreitet, „dass gewisse Stellungen der Himmelskörper, gewisse gute oder böse Tage und Stunden, gewisse mystische Zahlen für Leben und Gesundheit der Menschen von grösster Bedeutung seien. Vor allem wurde den Mondwechseln, der Conjunctionen heilsamer

---

1) Vergl. Bouwstoffen voor de Geschiedenis van de Levensverzekeringen en Lijfrenten in Nederland. (Herausgeg. von: Algemeene Maatschappij van Levensverzekering en Lijfrente). Amsterdam 1897.

2) Vergl.: Ehrenberg, Ein finanz- und sozialpolitisches Projekt aus dem 16. Jahrhundert. Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft. Bd. 46 (1890), p. 717 ff.

3) Vergl. l. c. p. 727: Dan bedenke ein ider pey im selbs durch die gemain aus, wievill seine eltern kinder ertzeugt haben oder ime geschwisterigt auf die welt komen und verhayret worden sein, so wirt selten einer finden, dass der halbe thail zu iren manparn jarn komen und verhayret worden ist. Das Referat im Handwörterbuch der Staatswissenschaften IV (1892), p. 485 ist nicht ganz richtig.

oder schädlicher Planeten eine Einwirkung auf Geburt und Sterben zugeschrieben [1]."

Auch waren die Anfänge der Mortalitätsstatistik im 17. Jahrhundert recht unbedeutend, trotzdem dass wir hier berühmten Namen begegnen. So die vielfach citierte Arbeit des italienischen Arztes Ramazzini (1633 --1714) De morbis artificum diatriba (1700). Dieselbe ist aber nicht statistisch im strengen Sinne. Sie beruht auf Einzelbeobachtungen des praktischen Arztes über die Krankheiten der Arbeiter in verschiedenen Berufen, nicht auf statistischen Massenbeobachtungen. Für einen Statistiker, der solche Massenbeobachtungen anstellte, könnte die Arbeit Ramazzinis nützlich werden, sobald er nach den Ursachen einer grösseren oder geringeren Sterblichkeit in diesem oder jenen Berufe fragt. Mit Vorliebe erwähnt denn auch der englische Statistiker W. Farr über 150 Jahre später die Betrachtungen Ramazzinis. Als seine Arbeit erschien, lag aber die Zeit für solche Untersuchungen noch weit im Felde. Es galt vorerst, eine Vorstellung von der Sterblichkeit einer allgemeinen, alle Berufe umfassenden Bevölkerung zu erhalten.

4. Der Geburtsort der Mortalitätsstatistik ist London, wo seit vielen Jahren wöchentlich Listen über Todesfälle (mit Angabe der Todesursachen) und Geburten herausgegeben wurden, als im Jahre 1661 J. Graunt (1620—1674) der Royal Society seine Betrachtungen über dieses Material überreichte [2]).

Welche Schwierigkeiten hier zu überwinden waren, erhellt aus den Ausführungen Graunts in betreff des Materials. Er bearbeitete die Sterblichkeit Londons für die Jahre 1629—36 und 1647—58 (zusammen 229250 Todesfälle, unter diesen 16000 an Pest). Die Todesursachen wurden von Leichenbeschauern (Searchers), alten vereideten Matronen angegeben; nach Graunts Auffassung waren diese Angaben wenigstens teilweise richtig. Dagegen enthält das Material rücksichtlich des Alters gar keine Mitteilungen. 15757 Personen wurden von den Searchers als „alt" (aged) gestorben bezeichnet, aber diese Angabe ist überaus unbestimmt; Graunt ist selbst im Zweifel, ob sie 70 Jahre erreicht haben, oder, wie anderswo in der Schrift angedeutet — nur 60 Jahre. Auch scheint er diese Zahl in seiner Altersgruppierung der Todesfälle überhaupt nicht benutzt zu haben.

Etwas leichter ist die Bestimmung der Kindersterblichkeit. 71124 sind an Kinderkrankheiten gestorben („Thrush", Convulsionen, Rachitis u. s. w.); alle diese waren nach Graunts Hypothese höchstens 4—5 Jahre alt. Ferner starben 12210 an Pocken, Masern und anderen Krankheiten, welche Kinder wie Erwachsene befallen können. Graunt schätzt willkürlich, dass die Hälfte davon Kinder unter 6 Jahren sind. Zieht er nun von der Gesamtzahl der Sterbefälle diejenigen an Pest ab, welche letzteren Kinder wie Erwachsene treffen können, aber eine ganz extraordinäre Stellung einnahmen, so gelangt er zu dem Resultat, dass 36 von 100 verstorbenen Kinder unter 6 Jahren waren. Die übrigen 64 Todesfälle verteilt er nachher vollständig willkürlich, und so gewinnt er dann schliesslich seine berühmte Ueberlebenstafel, nach welcher von 100 Neugeborenen nach 6 Jahren 64 am Leben sein werden, nach 16 und 26 40 bezw. 25, nach

1) Vergl. eine kleine Abh. von Ferd. Cohn in: Grätzer: Edmund Halley und Caspar Neumann. Breslau 1883, p. 23 f.

2) Natural and Political Observations upon the Bills of Mortality (1662) später mehrmals mit Erweiterungen erschienen.

36 und 46 16 bezw. 10, ferner 6, 3 und 1 im Alter 56, 66 und 76, während nach 80 Jahren alle verstorben sein werden.

Dass dieser erste Versuch, eine Absterbeordnung zu finden, nur eine höchst unvollkommene Vorstellung von der Sterblichkeit gab, darf nicht Wunder nehmen. Mit Recht kann man trotz ihrer Unvollkommenheit diese Untersuchung als bahnbrechend bezeichnen, nicht nur in der Sterblichkeitsstatistik, sondern überhaupt in der Statistik. Graunt ist der erste, welcher aus einem statistischen Material Schlüsse zu ziehen versucht hat; er hat das Verdienst, verschiedene anregende Betrachtungen angestellt zu haben, so über die Wirkung der Pest und über die Verteilung der Todesursachen, was in einer Zeit nicht unwichtig war, wo auf diesem Gebiete völlige Unwissenheit herrschte und man vor mehreren Krankheiten eine ihrer Seltenheit nicht entsprechende Angst hegte. Auch hat Graunt richtig erkannt, wenn auch nicht bewiesen, dass die Sterblichkeit in einer Grossstadt wie London grösser wäre als auf dem Lande; auch für die grössere Sterblichkeit unter Knaben hat er ein offenes Auge, wenngleich das Material etwas unklar ist.

Fragt man, wie Graunt die Todesfälle dem Alter nach verteilt hat, so findet man die Antwort durch Berechnung der Prozentsätze der von den 6, 16, 26jährigen u. s. w. binnen 10 Jahren Absterbenden; man erhält dabei folgende Zahlen:

Sterblichkeit von	6 J.	37,5	Proz.
	16	37,5	
	26	36	
	36	37,5	
	46	40	
	56	50	
	66	67,7	

Die Sterblichkeit ist also 50 Jahre hindurch ungefähr konstant gedacht, indem etwa $\frac{3}{8}$ in jedem Dezennium absterben, dann lässt Graunt sie etwas steigen.

Die Unvollkommenheit der Grauntschen Tafel liegt mehr in dieser willkürlichen Altersverteilung als in dem Umstande, dass er nur auf den Todesfällen fusst. Allerdings war die Bevölkerung Londons damals scheinbar in recht rascher Zunahme begriffen, und dieser Umstand wird, wie wir gesehen haben, die Sterblichkeit etwas grösser erscheinen lassen, als sie wirklich ist. Etwas grösser war vielleicht auch wirklich die Sterblichkeit in London damals als später, aber diese Umstände würden kaum einen so ausserordentlichen Unterschied erklären können, wie den zwischen der von Graunt aufgestellten Absterbeordnung und späteren Tafeln. Dies wird aus der folgenden Zusammenstellung erhellen, in welcher Graunts Tafel mit vier anderen verglichen worden ist. Die erste dieser Tafeln ist ein Versuch von Simpson (vgl. u.), auf Grund der Sterbelisten Londons 1728—37, welche das Alter berücksichtigten, eine Sterbetafel zu berechnen, indem er eine Hypothese betreffend die Einwanderung aufstellte. Die zweite beruht auf den Sterbelisten 1728—57 ohne Rücksicht auf die Volkszahl[1]). Die dritte ist ebenfalls auf Grundlage der Sterbefälle (1861—70) berechnet, die vierte endlich ist von W. Farr auf richtiger Grundlage für dieselbe Periode aufgestellt.

1) A comparative view of the diseases and ages and a table of the probabilities of life for the last thirty years. By J. P. Esq. Beilage zu: A Collection of the Yearly Bills of Mortality from 1657—1758 inclusive. London 1759.

Ueberlebenstafel für London

	nach Graunt	nach Simpson	auf Grundlage der Sterbefälle allein berechnet 1728—57	1861—70	richtig berechnet 1861—70
0 Jahre	100	100	100	100	100
6	64	44	54	56	69
16	40	38	50	51	65
26	25	33	44	45	60
36	16	26	35	38	54
46	10	19	25	31	46
56	6	12	17	23	37
66	3	7	10	14	25
76	1	3	4	6	11
80	0	2	3	4	7

Wie es scheint, hat Graunt die meisten Todtgeburten mit berücksichtigt; in der modernen englischen Statistik werden die Todtgeburten dagegen systematisch ausser Betracht gelassen. Eigentlich sollten also die Zahlen in den beiden letzten Tafeln um 3—4 Proz. reduziert werden, um mit Graunts vergleichbarer zu werden. In diesem Zusammenhang wird dieser Umstand jedoch ohne Belang sein.

Wie oben angeführt wurde, betrug die Anzahl der als „aged" Gestorbenen nach Graunts Statistik ungefähr 7 Proz. der Todesfälle; dies steht sehr wenig mit seiner eigenen Ueberlebenstafel in Einklang, selbst wenn man diese Personen als mindestens 60jährige, nicht 70jährige denkt. Dagegen stimmt die Zahl gut mit der für 1728—57 gefundenen überein, denn danach dürften die über 70 Jahre alt Gestorbenen etwa 7 Proz. der Gesamtzahl betragen haben.

Dagegen stimmt Graunts Zahl für die nach 6 Jahren Ueberlebenden, die einzige einigermassen begründete, auffallend gut. Dass 36 von 100 vor 6 Jahren starben, ist überhaupt nicht aussergewöhnlich. Um so grösser ist der Unterschied in den folgenden Lebensabschnitten. Dass z. B. von 100 16jährigen nach 10 Jahren $37\frac{1}{2}$, also über ein Drittel, gestorben sein sollten, ist höchst unwahrscheinlich, was auch alle übrigen Tafeln mit grosser Einhelligkeit bezeugen. Der Hauptfehler der Grauntschen Tafel liegt beim Alter von 6—46 Jahren, namentlich von 6 bis 26 (und auch da wieder vielleicht in den ältesten Jahren). Die beiden ungünstigsten Vergleichstafeln, die Simpsonsche und die von 1728—57 weisen doch eine Anzahl Ueberlebender im Alter von 46 Jahren auf, die der Hälfte der im Alter von 6 Jahren Lebenden gleichkommt, während nach Graunt kaum ein Sechstel lebt. Berechnungen auf Grund der Grauntschen Tafel über die Zahl der Alten, der Gebärfähigen, der Waffenfähigen u. s. w. würden daher mehr oder weniger von der Wahrheit abweichen. Auch würden die Zahlen bei Anwendungen im Versicherungswesen verhängnisvoll werden können.

5. Graunts Arbeit hat in den Niederlanden Aufmerksamkeit erregt. Der berühmte Chr. Huygens (1629—95) führte mit seinem jüngeren Bruder Lodewijk im Jahre 1669 darüber einen Briefwechsel. Letzterer hatte von Graunts Buch Kenntnis genommen und stellte Betrachtungen über die durchschnittliche Lebensdauer an; der ältere Bruder brachte in diese Berechnungen grössere Klarheit und zeigte den Unterschied zwischen der wahrscheinlichen und mittleren Lebensdauer. So fest vertraute Chr. Huygens den Grauntschen Zahlen, dass er sie als Beobachtungen bezeichnete, welche mit der äussersten Genauigkeit angestellt worden wären

(Bouwstoffen, p. 64 ff.); später hat er jedoch anders geurteilt, nachdem er Gelegenheit gehabt hatte, von Erfahrungen bei Leibrentenanleihen Kenntnis zu nehmen. Durch eine graphische Darstellung erläutert er die Bewegung der mittleren Lebensdauer nach dem Alter.

Unmöglich ist wohl auch nicht, dass Jacob von Dael „geswooren Makelaer der Stadt Amsterdam", welchem die Ordnung einer Tontinenanleihe der Stadt Kampen anvertraut war und der im Jahre 1670 eine kleine Abhandlung über dieselbe herausgab (Vertoogh en Calculatie etc. vergl. Bouwstoffen, p. 265 ff.), durch die Grauntschen Berechnungen etwas beeinflusst worden ist. Die Absterbeordnung, welche er für 400 Leibrentner angiebt und welche auf genauen Untersuchungen fussen soll, erinnert wenigstens stark an die Graunts, nur dass Daels Absterbeordnung nach den Jugendjahren eine noch grössere Sterblichkeit aufweist als die Grauntsche.

Anders steht es mit den Berechnungen des berühmten Jan de Witt (1625—72). In seiner 1671 erschienenen Abhandlung: Waardije van Lijfrenten, naer proportie van Losrenten[1]) stellt de Witt eine rein hypothetische Verteilung der Todesfälle nach Alter auf, um so eine Grundlage für seine Berechnungen zu gewinnen. Von 128 Leibrenteninhabern, die etwa drei Jahre alt sind, lässt er halbjährlich in den folgenden 50 Jahren einen sterben; von den Ueberlebenden starben in den nächsten 10 Jahren immer einer in 9 Monaten, nachher $\frac{1}{2}$ jedes Halbjahr in den nächsten 10 Jahren, von den $4\frac{2}{3}$ Ueberlebenden starb endlich 1 in je anderthalb Jahren, also $\frac{1}{3}$ halbjährlich in 7 Jahren. Wenn wir wiederum die englische Tafel zur Vergleichung heranziehen, ergiebt sich folgende Zusammenstellung:

Anzahl der Ueberlebenden von 114 10jährigen nach

Alter	de Witts Tafel	der englischen Tafel (Männer)
10	114	114
20	94	110
30	74	102
40	54	94
50	34	83
60	$18\frac{2}{3}$	67
70	$7\frac{2}{3}$	43
80	0	16

Also auch hier wahrscheinlich eine kolossale Uebertreibung der Sterblichkeit. Wo de Witt für das Alter von 20 Jahren eine Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben, gleich 21 pro Mille findet, giebt die englische (unausgeglichene) Tafel 6 pro Mille an, für 40 Jahre hat man 37 und 10 pro Mille, für 60 Jahre 71 pro Mille bezw. 31, und um 70 Jahre ist die Sterblichkeit 130 bezw. 56 pro Mille.

Der Zeitgenosse Witts, Huygens' Freund, der tüchtige Mathematiker Johannes Hudde hat sich mit Leibrentenberechnungen beschäftigt, und man verdankt ihm eine vor kurzem veröffentlichte Tafel über das Absterben vou Leibrenteninhabern der Leibrentenanleihen der

1) Vgl. auch Fr. Hendriks: Contributions to the History of Insurance and of the Theory of Life Contingencies. With a Restoration of the Grand Pensionary de Wits Treatise on Life Annuities London 1851 (auch in Assurance Magazine No. VI). Eine Berichtigung der von Hendriks aufgestellten Ueberlebenszahlen nach Jan de Witt ist von J. J. W. Deuchar gegeben. A Sketch of the History of the Science of Life Contingencies. Transactions of the Insurance and Actuarial Society of Glasgow 1882.

Vereinigten Provinzen in den Jahren 1586, 1587, 1588, 1589 und 1590, zusammen 1495 Personen (Bouwstoffen, p. 85 ff.). Die Ergebnisse einer Bearbeitung dieser Erfahrungen werden in einem späteren Kapitel mitgeteilt werden.

Graunts Name ist mit dem William Pettys (1623—87) eng verknüpft; dieser gab die 5. Auflage (1676) der Arbeit seines Freundes heraus, und es ist nicht ungewöhnlich, in älteren Schriften ihn als Autor des Werkes Graunts angeführt zu sehen. Auch hat er vielfache Betrachtungen über die Sterblichkeitsstatistik Londons und Dublins angestellt, aber seine Leistungen auf diesem Gebiete sind wenig bedeutend. Ueberhaupt war seine ganze Beweisführung betreffend die Grösse Londons, den Zuwachs der Bevölkerung u. s. w. sehr unklar, und man wird nach eingehender Prüfung mehr die Einbildungskraft als den wissenschaftlichen Geist Pettys bewundern[1]). Seine Ausführungen über Bevölkerungsstatistik finden sich in mehreren (1682—87) erschienenen Essays über „Political Arithmetick" und wurden nach seinem Tode in einem Bande zusammengestellt, welcher mehrere Auflagen erlebte[2]). Seinem Beispiele folgend haben mehrere Verfasser Berechnungen betreffend die Volkszahl vorgenommen und Betrachtungen darüber angestellt. Wenngleich dadurch indirekt die Mortalitätsstatistik gefördert wurde, so kommt die Darstellung dieser Berechnungen doch mehr der Geschichte der Statistik im allgemeinen zu und wird uns daher hier nicht weiter interessieren.

6. Nur einer, welcher die Volkszahl als Durchgangspunkt seiner Berechnungen benutzt hat, muss hier besonders erwähnt werden, nämlich der berühmte englische Astronom Edmund Halley (1656 – 1742), welcher mit seiner Breslauer Tafel einen wahren Siebenmeilenschritt gethan hat. Leider wurde seine Arbeit von vielen seiner Nachfolger kaum verstanden — vielleicht ein Zeugnis der Genialität eines Forschers, welcher viele Jahrzehnte einer für ihn zu langsamen Entwickelung auf einmal übersprang. — Erst nach 50 Jahren wurde seine Tafel von der Leibrentengesellschaft: Laudable Society of Annuitants benutzt, und erst in den letzten Dezennien des 19. Jahrhunderts wurde die wissenschaftliche Bedeutung seiner Leistung durch mehrere tiefgehende Arbeiten[3]) ins rechte Licht gestellt; doch hat man mehr die rein technische Frage ins Auge gefasst (und zugleich die litterarische Seite gründlich beleuchtet), als die praktische: ob die Halleysche Tafel eine richtige Vorstellung von der damaligen Sterblichkeit giebt. Ich werde im Folgenden eben diese Seite der Frage etwas genauer zu beleuchten suchen.

Das Material: Todten- und Geburtslisten für den 5jährigen Zeitraum 1687—91 wurde Halley mit Hilfe des Breslauer Gelehrten C. Neumann (1648—1715) zugänglich. Schon an und für sich sind Neumanns Leistungen von Bedeutung für die Statistik. Dieser, ein begabter Geistlicher, zugleich auch Naturforscher, hat aus religiösen Motiven den Gedanken gehabt, Beobachtungen über die Zahlenverhältnisse der jährlichen Geburten und Todesfälle anzustellen, auf Grundlage der Toden-

1) Vgl. Todhunter: History of Theory of Probability, 1865, p. 39. Westergaard, Theorie der Statistik, p. 254 ff.

2) Several Essays in Political Arithmetick. 4. Ausg. 1755.

3) U. a. hebe ich hervor: G. F. Knapp: Theorie des Bevölkerungswechsels (1874). J. Grätzer: Edmund Halley und Caspar Neumann (1883; vgl. auch die Vorrede zu seiner späteren Arbeit: Daniel Gohl und Christian Kundmann, 1884). R. Böckh: Halley als Statistiker (Bulletin de l'Institut international de Statistique, Tome VII, 1893).

bücher, welche in Breslau, wie gleichzeitig wohl in mehreren Städten, seit 1584 geführt wurden (statistische Nachrichten betreffend Geburten und Todesfälle in dieser Stadt, können noch ein Menschenalter weiter zurück bis Mitte des 16. Jahrhunderts verfolgt werden); er beabsichtigte dadurch (vgl. Grätzer l. c. p. 12) „schöne Anmerkungen göttlicher Providenz über unser Leben und Tod" zu gewinnen und „vielerlei Aberglaube desto besser aus der Erfahrung" zu widerlegen. Neumann hat also richtige Ahnungen von der grossen Bedeutung solcher Beobachtungen gehabt, und in diesem Gedanken die Beobachtungen für 1687 und die folgenden Jahre gesammelt. Ende 1689 übermittelte er seinem grossen Zeitgenossen Leibnitz die bis dahin gemachten Beobachtungen, aus welchen er den Schluss gezogen hatte, dass die Vorstellungen von klimakterischen Jahren falsch wären[1]). Wie aus den uns überlieferten Briefen[2]) ersichtlich, sind allerdings nicht alle seine Zusammenstellungen dazu geeignet, die behauptete Wirkung der klimakterischen Jahre oder Wochen zu widerlegen. Wenn er z. B. für das Jahr 1691 gefunden hat, dass von den im ersten Lebensjahre gestorbenen 316 Kindern 31 auf Stufenwochen entfallen, die mit 7 teilbar sind (septenarii) und 22 auf solche, die sich mit 9 dividieren lassen (nonarii), so müsste man erst die ungeheure Abnahme der Sterblichkeit in den ersten Lebenswochen eliminieren, ehe man solche Thatsachen verwerten könnte. Nur wenn man in klim. Wochen eine ganz ausserordentliche Sterblichkeit erwartet, würden jene Zahlen eine Beweiskraft haben. Etwas deutlicher erkennt man aus den für Stufenjahre mitgeteilten Angaben, dass deren Einfluss nur ein geringer sein könnte. Dass die Mondwechsel harmlos sind, wird recht deutlich aus seinen Zusammenstellungen hervorgehen.

Die Arbeiten Neumanns sind (vielleicht durch Leibnitz) zur Kenntnis der Royal Society in London gebracht und die Todtenlisten für 1687—91 somit Halley zur Verfügung gestellt worden. Seine Ergebnisse teilte dieser in den Philosophical Transactions of the Royal Society of London 1693 mit[3]). Die Zahlen betreffen nur die „Augsburgischen Konfessionsverwandten" unter der Stadtjurisdiction; im Ganzen wurden für die betreffenden 5 Jahre 5869 Todesfälle und 6193 Geburten gezählt. Die Geburtshäufigkeit war damit ein wenig grösser als die Sterblichkeit. Nach den üblichen Prozentsätzen für die Geburten dürfte man annehmen, dass die Volkszahl 30—40000 war, und dass der jährliche Geburtsüberschuss im betreffenden 5jährigen Zeitraum etwa 2 pro Mille der Bevölkerung betrug. Dies stimmt mit anderen Untersuchungen ganz gut überein[4]). Breslau soll ohne Militär- im Jahre 1675 ca. 30000 Einwohner gezählt haben, 1710 ca. 41000, eine Interpolation würde für 1687—91 durchschnittlich ca. 34—35000 ergeben, so dass die Geburtshäufigkeit etwas über 3½ Proz. hätte.

Trotz allem, was dagegen angeführt werden kann, scheint es mir nicht zweifelhaft, dass Halley die Bevölkerung Breslaus als konstant betrachtet oder wenigstens behandelt hat. Die Wirkung des kleinen Geburtsüberschusses würde vielleicht, mag er angenommen haben, durch

1) Vgl. u. a. John, Geschichte der Statistik I, p. 215.
2) Vgl. Grätzer, p. 38 f.
3) An Estimate of the Degrees of the Mortality of Mankind drawn from curious Tables of the Births and Funerals at the City of Breslaw. In demselben Jahrgang ein Nachtrag: Some further Considerations on the Breslaw Bills of Mortality.
4) Vgl. Grätzer, p. 94.

Konskriptionen zum Militärdienste aufgehoben; diesen Ueberschuss bringt er selbst zum Verschwinden durch kleine Aenderungen in den Zahlen, wie er überhaupt die Zahlen etwas frei behandelt und z. T. nach Erfahrungen von London (Christ-Church Hospital) für junge Personen berichtigt hat. Hätte Halley bei Benutzung der Zahlenreihen die Absicht gehabt, die natürliche Zunahme der Bevölkerung und der Wanderungen zu berücksichtigen, dann würde ein so scharfer Denker sich gewiss zu bestimmten Bemerkungen, vielleicht sogar zu tiefergehenden Untersuchungen veranlasst gefühlt haben. Halley betrachtet aber ohne weiteres die von ihm aufgestellte Tafel gleichzeitig als Ueberlebenstafel und als Verteilung der Bevölkerung nach dem Alter; und dieses würde er nicht gethan haben, wenn er die Wanderungen und den Geburtsüberschuss als wesentlichere Erscheinungen ins Auge gefasst hätte.

Dies soll nicht zur Verkleinerung seines Ruhmes gesagt sein, denn auch schon ohne eine solche Untersuchung ist seine Arbeit eine unstreitbar geniale Leistung. Er geht zunächst darauf aus die Volkszahl Breslaus zu konstruieren. Denken wir uns ein Normaljahr mit 1238 Geborenen, von welchen unter einem Jahre alt 348 sterben, so dass also 890 den einjährigen Geburtstag erleben, und fragen wir, wie viele am 31. Dezember des Jahres unter 1 Jahr alt bei einer Volkszählung vorgefunden werden würden. Offenbar weder 1238 noch die 890, welche den ersten Geburtstag erreichen, sondern eine dazwischenliegende Zahl, indem man nur diejenigen in Abzug bringen darf, welche im Geburtsjahre unter 1 Jahr alt gestorben sind. Wie gross diese Zahl war, hat er wahrscheinlich nicht aus den Beobachtungen für alle Jahre, jedenfalls aber für das Jahr 1691 ersehen können. Nach diesen Beobachtungen starben im Geburtsjahre von den im Jahre 1691 lebendgeborenen (zus. 1218) 226 Kinder, so dass 992 am Schlusse des Jahres noch lebten. An der Hand irgend einer Ueberlegung, vielleicht auch nur, um eine runde Anfangszahl zu haben[1]), hat Halley dann die Zahl der 0—1jährigen, welche bei einer Zählung vorgefunden werden würden, auf rund 1000 angenommen. Er benutzte dann die ihm vorliegenden Zahlen zur Ermittelung der 1—2jährigen, der 2—3jährigen u. s. w., indem er, wie oben erwähnt, die Sterbezahlen dahin abänderte, dass die Totalsumme der Verstorbenen die Geburtenzahl in Gleichgewicht halten könnte. So gelangt er zu seiner berühmten Tafel, nach welcher die Volkszahl Breslaus 34000 betrug, was ja auch mit den oben mitgeteilten Zahlen vollständig übereinstimmt. Ueber die Anwendbarkeit dieser Tafel hat er selbst sehr klare Ausführungen gegeben.

Die Distinktion zwischen denjenigen, die im Geburtsjahr sterben, und denen, die überhaupt vor dem 1jährigen Geburtstag aus dem Leben scheiden, ist trotz der scheinbaren Einfachheit des Gedankenganges von wenigen oder keinem der älteren Statistiker verstanden worden. Neumann selbst hatte kein Verständnis für diese Frage, in welche erst die Statistiker der Neuzeit einen Einblick gewonnen haben. Die Nachfolger Halleys haben ihn meist so verstanden, als ob die 1000 0—1jährigen entweder Neugeborene wären oder Personen, die eben den 1jährigen Geburtstag erreichten. Der Unterschied besteht offenbar darin, dass man im ersteren Falle 1000 Personen vom Alter 0—1 Jahr bis zum Alter 1—2 u. s. w. verfolgt, d. h. approximativ, dass man berechnet, wie viele

1) Vgl. übrigens die Hypothese Böckhs, l. c., p. 13 f.

½ Jahr alte Personen successiv das Alter 1½ Jahr, 2½ Jahr u. s. w. erreichen, während die andere Tafel uns sagt, wie viele genau 1jährige 2, 3 u. s. w. Jahre alt werden. Hätte Halley dies berechnen wollen, so hätte er einfach zu ermitteln gehabt, wie die 1238 Sterbefälle (Geburten) sich pro Mille nach Altersjahren verteilten, und dies war in der That auch das Verfahren in der folgenden Zeit. Ausserhalb der ersten Kindesjahre ist der Unterschied übrigens nicht sehr gross; hätte Halley irriger Weise die Volkszahl auf solchem Wege finden wollen, dann würde er dieselbe vielleicht um 1 Proz. überschätzt haben[1]), für das erste Jahr würde er als 0jährige natürlich 1238 angenommen haben, als 1jährige 890 statt 855, als 6jährige 692, die Zahl, welche er selbst für das Alter von 6—7 Jahren feststellt. Die ganze Abweichung erreicht auf diese Weise 3—400. Bei einer hypothetischen Berechnung der Volkszahl spielt ein solcher Unterschied praktisch keine bedeutende Rolle. Theoretisch ist es aber von grosser Bedeutung, über diesen Unterschied klar zu werden, und dass Halley dies verstanden hat, gereicht ihm nur zur Ehre, selbst wenn dadurch die Genauigkeit seiner Volkszahlberechnung nicht wesentlich erhöht wurde.

Auf dem damaligen Standpunkte der Wissenschaft bezeichnet das Breslauer Material und dessen Bearbeitung einen ungeheuren Fortschritt. Nicht nur ist dem Aberglauben von den Stufenjahren der Boden entzogen, sondern man hat zum ersten Mal einen Ueberblick über das Absterben einer Generation gewonnen.

Es darf nicht Wunder nehmen, wenn Halley und Neumann vielleicht die Bedeutung der Ergebnisse überschätzt haben. Im ersten Augenblick mussten die Beobachtungen ganz natürlich den Glauben erwecken, dass die Sterbetafel für die ganze Menschheit oder wenigstens für eine normale städtische Bevölkerung gültig wäre. Erst viel später gelangte man dazu, auf die vielen Variationen in der Sterblichkeit aufmerksam zu werden; bis auf den heutigen Tag haben viele Statistiker in dieser Richtung geirrt.

7. Fragen wir nun, ob die Tafel die Sterblichkeit richtig wiederspiegelte, so wollen wir sie zunächst mit einer beliebig herausgegriffenen modernen Tafel vergleichen. Ich wähle dazu die deutsche Tafel 1871—80 (Männer). Dann ergiebt sich folgendes:

Alter	Von 100 Personen, die eben ihren Geburtstag erreicht haben, werden binnen Jahresfrist sterben nach		Die mittlere Lebensdauer für Personen, die den betr. Geburtstag erreichten, war nach	
	der deutschen Tafel der Neuzeit	Halleys Zahlen[2])	der deutschen Tafel der Neuzeit	Halleys Zahlen
0 J. (Todtgeborene eingeschlossen)	28,5	28	34 J.	29
5	1,3	3	49	41
10	0,5	1	47	40
20	0,8	1	38	34
30	0,9	1,5	31	28
40	1,4	2	24	22
50	2,1	3	18	17
60	3,8	4	12	12
70	8,1	8	7	8
80	17,4	17	4	—

1) Westergaard, Theorie der Statistik, p. 264.

2) Diese Berechnung fusst auf einer Interpolation der von Halley mitgeteilten Zahlen.

Wie man sieht, stimmen die Zahlen in vielen Altersklassen überraschend gut überein; dagegen ist die Sterblichkeit im 5. und 10. Jahre nach Halleys Tafel bedeutend, und auch in der folgenden Periode des Lebens etwas höher. Aber im Ganzen ist das Bild der Sterblichkeit nicht wesentlich verschieden von dem heutzutage beobachteten, und es ist nicht unmöglich, dass man Tafeln findet, welche der Halleyschen für die Jugendjahre noch bedeutend näher kommen[1]). Durch Halleys Tafel ist aber nach diesen Ergebnissen eine weit genauere Vorstellung von der Sterblichkeit, wie sie heutzutage auftritt, gewonnen, als Graunts willkürliche Verteilung der Sterbefälle nach dem Alter zu geben vermöchte. Aber war das Bild auch für die damalige Zeit zutreffend?

Vertieft man sich, um diese Frage zu beantworten, in die Todes- und Geburtslisten, wie sie für das 16. bis 18. Jahrhundert von Grätzer mitgeteilt werden, dann stösst man zunächst auf die Schwierigkeit, dass hier nur die Getauften, nicht die Geborenen verzeichnet sind. Nach den von Grätzer mitgeteilten Zahlen darf man vielleicht annehmen, dass die Anzahl der Getauften für jedes Jahr durchschnittlich um 5—6 Proz. erhöht werden müsste, um mit der Anzahl der Sterbefälle vergleichbar zu werden. Jedenfalls scheint aber soviel sicher zu sein, dass die Sterblichkeit in Breslau, wie damals sonst überall, von Jahr zu Jahr ausserordentlich schwankte. Die von Halley benutzten Jahre bilden wahrscheinlich einen der günstigsten Zeiträume in der älteren Medizinalgeschichte Breslaus. Beispielsweise wurden im 10jährigen Zeitraume 1672—81 9861 getauft, während 12008 starben; 1692—1701 starben 12919 gegen 10735 Getaufte u. s. w. Bisweilen wird der Unterschied noch weit beträchtlicher. 1712—21 starben 15025 gegen 11174 Getaufte, die Periode 1632—41 hat 22670 Todesfälle gegenüber 10066 Getauften, im Jahre 1633 allein starben 13231, wahrscheinlich $\frac{2}{5}$ der Bevölkerung. Mit anderen Worten: als Ausdruck für die allgemeinen Sterblichkeitsverhältnisse Breslaus konnte die Tafel nicht dienen. Für die ganze Periode 1634—91 war die Sterblichkeit wohl durchschnittlich um $\frac{1}{8}$ oder $\frac{1}{9}$ höher als 1687—91, in der Periode 1592—1631 ungefähr um $\frac{1}{4}$, während sie im Dezennium 1632—41 auf mehr als das Doppelte stieg. Und zieht man die Zeit in Betracht, welche für Halley die Zukunft war und für welche seine Tafel also praktische Verwendung finden sollte, so wird Aehnliches gelten. In der Periode 1692—1731 scheint die Sterblichkeit durchschnittlich um $\frac{1}{5}$, 1732—71 um $\frac{1}{3}$ höher gewesen zu sein, als nach Halley.

Beschränkt man sich aber endlich auf die Frage, ob die Tafel einen richtigen Ausdruck für die niedrige Sterblichkeit von 1687—91 gab, dann gilt es zunächst die Bewegungen der Bevölkerung zu kennen. Konstant war die Bevölkerung, wie ich schon oben erwähnt habe, nicht. Die Volkszahl war, wie es scheint, in den letzten 40 Jahren des 17. Jahrhunderts in Zunahme begriffen; in den ersten 40 Jahren konstant und in der Mitte des Jahrhunderts in Abnahme. Am Anfang und Ende des Jahrhunderts war denn auch die Volkszahl ungefähr dieselbe. Damit dies zustande kam, musste eine zeitweilig recht bedeutende Zuwanderung stattfinden. Wie gross der Wanderungsüberschuss gewesen ist, kann nicht genau konstatiert werden. Im 17. Jahrhundert betrug derselbe wahrscheinlich im ganzen 20—30000 Personen, aber sehr ungleichmässig verteilt. So war mutmasslich die Abströmung von der Stadt in der

[1]) Vgl. auch die übrigens nicht ganz durchsichtige Tafel bei Grätzer, l. c., p. 53.

Periode 1642—61 eine beträchtliche, aber in der nächsten zwanzigjährigen Periode würde dieser Ausfall schon wieder durch Mehreinwanderung reichlich gedeckt u. s. w.

Welchen Einfluss werden nun diese verschiedenen Ursachen: die Schwankungen in der Sterblichkeit, der Geburts-Ueber- oder Unterschuss und die Wanderungen ausgeübt haben? In einer modernen europäischen Bevölkerung werden der Auswanderungsüberschuss und die beträchtliche natürliche Volkszunahme in derselben Richtung wirken: Anhäufung in den jüngeren, schwächere Besetzung in den höheren Altersklassen: d. h. die Volkszählung würde eine unrichtige Vorstellung von der Sterblichkeit ergeben. Anders hier. Die Einwanderung führt ältere Elemente herein; die grössere Sterblichkeit vor der Beobachtungsperiode bewirkt dagegen eine schwächere Besetzung der höheren Altersklassen. Denkt man sich, dass die Sterblichkeit 1634—83 etwa 12 Proz. höher war als in der Beobachtungsperiode 1687—91, später aber gleich der beobachteten, und berechnet man dann, ohne auf die Einwanderung Rücksicht zu nehmen, wie viele der in jedem Jahre Geborenen in der Mitte der Beobachtungsperiode noch am Leben sein würden, so wird man selbstverständlich Zahlen finden, die von den Halleyschen stark abweichen. Die Zahl der 55jährigen müsste wahrscheinlich bis auf $\frac{3}{4}$ reduziert werden; für das Alter 45 wäre die entsprechende Reduktionsziffer $\frac{6}{7}$, für 35 $\frac{8}{9}$. Nun ist aber diesem Verlust ein Gewinn durch Einwanderung gegenüberzustellen. Ohne Willkür in den Berechnungen lässt sich dieser Ursache nicht Rechnung tragen. Geht man von modernen Beobachtungen über die Altersverteilung der Auswanderer aus, so wird man wohl als Endergebnis finden, dass Halleys Volkszahl um das 15. Jahr wahrscheinlich etwas zu hoch gegriffen, die Sterblichkeit folglich in diesem Alter mit Recht von Halley etwas höher angesetzt worden ist. Im Alter von 25 Jahren ist Halleys Volkszahl vielleicht noch ein wenig zu gross, die Sterblichkeit somit ein wenig zu niedrig. In den folgenden 30 Jahren tritt das entgegengesetzte ein: nun sind die Zahlen nach Halleys Tafel wahrscheinlich etwas zu klein, die Sterblichkeit also etwas zu hoch veranschlagt worden. Diese ganze Berechnung ist jedoch durchaus hypothetisch. Ich teile die Ergebnisse nur unter allem Vorbehalt mit, und über 1634 zurück wage ich die Untersuchung überhaupt nicht durchzuführen (1633 hauste, wie oben erwähnt, eine furchtbare Pest, welche die Bevölkerungsbewegung ausserordentlich stören musste). Es würde sehr interessant sein, wenn andere Forscher diese ganze Frage mit Vertiefung in die ganze Geschichte der Stadt näher untersuchen wollten; dabei würden wahrscheinlich viele auf die Bevölkerung einwirkende Ursachen aufgedeckt werden können.

So viel ist wohl aber einleuchtend, dass Halleys Volkszahl nicht weit von der Wahrheit entfernt war, und dass seine Ueberlebenstafel eine weitaus richtigere Vorstellung von der Sterblichkeit gab als Graunts Tafel. Was bedeutet wohl dessen Uebertreibungen gegenüber eine Abweichung von der Wahrheit gleich einigen, vielleicht 10—20 Proz.? Die Halleysche Tafel hat als erster approximativer Ausdruck für die Sterblichkeit eine bleibende Stellung in der Geschichte der Statistik.

8. Die Errungenschaften des 17. Jahrhunderts auf dem Gebiete der Sterblichkeitsstatistik versprachen viel für die Zukunft. Es fehlte noch eine Reihe von Beobachtungen, um die notwendige Unterlage der Berechnungen zu bilden, es fehlten auch theoretische Untersuchungen, um Klarheit über die Bearbeitung der Zahlen zu geben, aber man schien im

ganzen auf dem richtigen Wege zu sein, und das erwachende Interesse für Lebensversicherung vermehrte die Aussichten für eine günstige Entwickelung.

Jedoch entsprach die Wirklichkeit diesen Erwartungen nicht. Im Gegensatz zum letzten Drittel des 17. Jahrhunderts waren die ersten 3—4 Jahrzehnte des 18. eine recht unfruchtbare Zeit, die weder viel Stoff noch Klarheit brachte. Bei den Niederländern schien die Mortalitätsstatistik zu ruhen, und für Deutschland sind nur ein paar Namen zu nennen. Die gleichzeitige mathematische Litteratur hat allerdings bedeudende Leistungen aufzuweisen wie das Werk des berühmten Jac. Bernoulli: Ars conjectandi 1713 (8 Jahre nach dem Tode des Verfassers erschienen); aber das hier behandelte Problem „das Gesetz der grossen Zahlen“ sollte nur mittelbar die Mortalitätsstatistik fördern und erst mehrere Generationen später; die hier behandelte Zeit verstand es nicht, diese Errungenschaft zu verwerten, geschweige die Bedingungen ihrer Anwendbarkeit festzustellen. Am interessantesten dürfte die Litteratur Englands sein, besonders wenn man hier den berühmten französischen Mathematiker Abraham de Moivre (1667—1754) mitrechnet, welcher in jungen Jahren wegen Aufhebung des Edikts von Nantes nach England übersiedelte und die englische Sprache vollständig beherrschte.

Für Deutschland sind die von J. Grätzer der Vergessenheit entrissenen Männer, der Berliner Arzt Daniel Gohl (1665—1731) und der Breslauer Arzt Chr. Kundmann (1684—1751) zu erwähnen[1]). Letzterer gab eine Zeitschrift (Sammlung von Natur- und Medizin-Geschichten) heraus, welche viele medizinal-statistische Auskünfte enthielt; ersterer redigierte die Acta medicorum Berolinensium, welche ebenfalls statistische Beobachtungen enthielten. — Beide Zeitschriften fingen 1717 an.

Namentlich seit 1721 behandelte Gohl die Berliner Medizinalstatistik in einer im Ganzen befriedigenden Weise mit Scheidung der Todesursachen nach der damals herrschenden, nach heutigen Begriffen selbstverständlich höchst unvollkommenen Nosologie (mit Bezeichungen wie Vomitus, Hydrops etc.), unter Verteilung nach Monaten und mit Angabe über sehr langlebige Personen.

Kundmann bearbeitete für die Jahre 1717—24 die Bevölkerungs- und Medizinalstatistik verschiedener Städte so eingehend, wie möglich, was am besten für Breslau gelang. In seinem 1737 herausgegebenen Werke Rariora Naturae et Artis stellte er interessante „Reflexiones über die Krankheits- und Todtenlisten mit Medizinischen Anmerkungen“ an. In Bezug auf die klimakterischen Jahre ist er völlig im klaren; dass die Sterblichkeit in den Städten gross ist, weiss er auch, und er ist der Meinung, „dass weder Medikamente noch Diät, sondern nur „harte Lebensart“ und „stete Leibesarbeit“ zum langem Leben beitragen“[2]).

9. In London dauerte es lange, ehe Reformen in der Sterbestatistik eingeführt wurden. Erst seit 1728 wurden auf J. Smarts Initiative Einteilungen nach dem Alter vorgenommen. 1707 klagt derselbe über den Mangel an statistischen Beobachtungen über die Sterblichkeit. Er wünschte Leibrenten zu berechnen, musste dies aber aufgeben. Halleys Tafel verwertete er nicht, vielmehr behauptet er, dass die Schätzung der Leib-

1) Vgl. Grätzer: Daniel Gohl und Christian Kundmann. Breslau 1884.
2) Grätzer, l. c. p. 34.

rentenwerte nur „Guess-work" sei und, rät dann, man solle sich einfach darüber klar werden, wie viele Jahre der betreffende noch leben könne, und dann als den wahrscheinlichen Wert der Leibrente den Wert einer für ebensoviele Jahre geltenden Annuität berechnen[1]). Selbst nach Einführung der Spezifikation nach dem Alter waren die statistischen Beobachtungen in London überaus mangelhafte. Noch im Jahre 1788 klagt William Black über die grossen Lücken in den Geburts- und Todtenlisten. Die Geburten wurden nur innerhalb der Staatskirche registriert, Kinder der Juden, Quäker, Katholiken oder protestantischen Dissenters dagegen nicht; 1729 fand Maitland 181 derartige Gemeinden, welche keine Mitteilungen über Geburten gaben. Etwas vollständiger waren die Todtenlisten, doch fand Maitland 63 Begräbnisplätze mit jährlich über 3000 Begräbnissen, welche nicht in die Listen eingetragen wurden. Viele Todtgeborene oder vor der Geburt Gestorbene wurden nach Black ausgelassen, und derselbe erwähnt, dass 1780 in Bethnal-green gar keine, 1779 nur 4 Todesfälle angezeigt wurden, früher aber jährlich 300—500[2]).

Fliessen die Quellen in Bezug auf Beobachtungen sparsam, so auch rücksichtlich der theoretischen Untersuchungen. Doch verdient Abr. de Moivre hier erwähnt zu werden. 1725 gab er seine Annuities upon Lives heraus[3]), worin er, auf Halleys Tafel fussend, eine einfache approximative Formel der Sterblichkeit aufzustellen sucht, welche nach dem 12. Jahre überraschend kleine Differenzen zwischen den auf Grundlage seiner Formel und der Halleyschen Tafel berechneten Leibrentenwerte zeigt. Beiläufig möge erwähnt werden, dass diese Approximativformel noch heute nützlich sein kann, wenn man sich im Kopfe schnell die Verteilung der Bevölkerung nach Altersklassen vorstellen will[4]).

Ein Versuch, die Chancen des Lebens und Sterbens in den verschiedenen Lebensaltern anzugeben, wurde ungefähr gleichzeitig in Holland von Isaak Graaf gemacht (1729, Waardije van Lijfrenten, vgl.

1) John Smart: Tables of Simple Interest and Discount. London 1707, p. 113. Auch die 17 Jahre später veröffentlichten Rententafeln scheinten nichts anderes als eine vulgäre Rentenberechnung zu enthalten (vgl. Tables of Interest, Discount, Annuities etc first published in the Year 1724, by John Smart, and now revised, enlarged and improved by Charles Brand. London 1780, p. 196).

2) William Black: A. comparative View of the Mortality of the Human Species at all Ages and of the Diseases and Casualties by which they are destroyed or annoyed. London 1788, p. 414 f. (Die deutsche Uebersetzung, Vergleichung der Sterblichkeit etc. Leipzig 1789, p. 316 ff.).

3) Noch in seinem hohen Alter erschien eine veränderte 4. Ausgabe dieses Werkes (1752).

4) Denkt man sich, dass die Volkszahl, nach Alter geordnet, ganz gleichförmig sinkt, von der Geburt bis zum Alter von 86 Jahren, so wird man die folgenden Zahlen erhalten, welche mit den von Sundbärg für „Westeuropa" (d. h. das romanische und germanische Europa mit Hinzurechung von Galizien und Ungarn, aber ohne Spanien und Portugal) berechneten Zahlen (Grunddrag of Befolkningsläran. Stockholm 1894, p. 7) merkwürdig übereinstimmen:

1000 Personen verteilen sich

Alter	nach der Formel	faktisch
0—5 J.	113	123
5—15	205	208
15—20	93	93
20—35	237	233
35—50	176	175
50—65	116	116
65 u. darüb.	60	52
Zusammen:	1000	1000

Bouwstoffen, p. 151 ff.). Dieser Versuch, eine graphische Darstellung der „Lebenskraft" zu geben, scheint in keiner Verbindung mit Beobachtungen zu stehen und beruht auf der Hypothese, dass die „Lebenskraft" von dem frühen Kindesalter bis in die Greisenjahre in steter Abnahme begriffen sei[1]).

Trotz seiner glänzenden Geisteskraft machte sich de Moivre später allgemein begangener Missverständnisse der Halleyschen Tafel schuldig. Nach seinen Zahlen muss man glauben, dass Halleys Tafel mit dem Alter von 1 Jahre statt mit 0—1 Jahren beginne. Und da man in der folgenden Zeit immer weniger auf die Originalarbeit zurückgeht, verbreitet sich dieser Irrtum ganz natürlich allgemein. Im übrigen hat aber de Moivre das seinige gethan, um jene Tafel vor Vergessenheit zu bewahren. Jedoch nur höchst unvollkommen ist ihm dies gelungen. Nach wie vor hatte man von Leibrentenberechnungen u. dgl. die merkwürdigsten Vorstellungen. Noch 1737 schrieb Weymann Lee ein dickes Werk, um Halleys Methode zur Leibrentenberechnung zu bekämpfen. In grosser Breite demonstriert er, wie man einfach nur die wahrscheinliche Lebensdauer zu benutzen brauche, um daraus den Wert der Leibrente zu berechnen; eine auf ebenso viele Jahre berechnete Annuität gebe nämlich den gleichen Wert. Sind der Leibrentenwert und der Zinsfuss für ein gewisses Alter gegeben, so könne man also sehr leicht die wahrscheinliche Lebensdauer für das betreffende Altersjahr berechnen, und wenn man nun auf Halleys Zahlen fussend mit verschiedenen Zinsfüssen auf diese Weise verschiedene Werte der wahrscheinlichen Lebensdauer findet, so sei dies ein eklatanter Beweis für die Unhaltbarkeit der Halleyschen Berechnungen[2]).

10. Im Gegensatz zu dieser Zeit entfaltet sich in den vierziger Jahren des 18. Jahrhunderts eine lebhafte Thätigkeit für die Statistik, und wiederum wurde ein Siebenmeilenschritt gemacht, wenngleich von kleineren Dimensionen als der Halleysche. Zwei Hauptaufgaben lagen vor, einmal die Sterblichkeit einer ganzen Bevölkerung zu untersuchen, eines ganzen Reiches, einer Stadt oder Provinz, sodann die Sterblichkeit in geschlossenen Gesellschaften, wie Tontinen, festzustellen.

Was die erstere Aufgabe betrifft, so galt es vorerst, auf die Wirkung der Bewegung der Bevölkerung, der Wanderungen, der Zu- oder Abnahme aufmerksam zu werden. Ganz natürlich richtete sich dabei für die städtische Bevölkerung der Gedanke zunächst auf eine stationäre Bevölkerung; wenn hier auch allerdings die Geburten und Sterbefälle einander nicht das Gleichgewicht halten könnten, so könnte das Defizit doch durch Ein- oder Auswanderung gedeckt werden. Später suchte man weitere Kombinationen auf, und als man dann die ganze Bevölkerung eines Landes mit der damaligen äusserst geringen Ein- und Auswanderung ins Auge fasste, stellte man die einfache Hypothese auf,

---

1) Die Formel scheint ungefähr $y = 1 - \left(\frac{x}{92}\right)^n$ gewesen zu sein, wo n eine konstante Grösse ist, x das Alter in Jahren bezeichnet, 92 Jahre also das höchste Alter ist; für $n = 5$ findet Graaf eine Uebereinstimmung mit de Witts Angaben über die Lebenschancen. Nach Moivres Formel würde die „Lebenskraft" mit $1 - \frac{1}{86 - x}$ proportional sein.

2) An Essay to ascertain the Value of Leases and of Annuities for Years and Lives and to Estimate the Chances of the Duration of Lives. London 1737. Vgl. z. B. p. 152, wo der gefundene Unterschied als „so palpable a contradiction to common Sense that nothing can maintain the Rule by which it was produced" bezeichnet wird.

dass die Anzahl der Geburten jedes Jahr diejenige der Todesfälle um einen gewissen Prozentsatz übersteige und dass die Volkszahl alljährlich denselben natürlichen Zuwachsquotienten habe. Da dies alles jedoch schliesslich höchst unsicher war, musste man einen Versuch machen, von den Wanderungen unabhängig zu werden, und dies vorerst, indem man die Sterblichkeit aus der Sterbezahl und der Volkszahl desselben Jahres berechnete, später auch mit Erweiterung der Beobachtungsperiode, indem man entweder die Volkszahl in der Mitte dieser Periode nahm oder auf zwei oder mehreren Volkszahlen fusste, um durch Interpolation die Durchschnittszahl der Bevölkerung zu finden. Als im 19. Jahrhundert die Quellen der offiziellen Statistik zu fliessen anfingen, wurde diese Methode bei Sterblichkeitsberechnungen die herrschende. Erst in der neuesten Zeit richtete sich das Bestreben wiederum darauf zurück, auch den Einfluss der Wanderungen auf den Stand der Bevölkerung kennen zu lernen, indem man sich also nicht mehr mit den einfacheren Durchschnittsberechnungen allein auf Grundlage der Volkszahl und Sterbezahl zufrieden gab, sondern eine grössere Genauigkeit zu erzielen bestrebt war. Gehen wir ferner zu den Sterblichkeitsberechnungen für geschlossene Gesellschaften über, so begegnen wir auch hier mehreren Stufen, welche der Gedanke zu überwinden hatte. Auch hier konnte man als erste Approximation die Todesfälle pro Mille nach dem Alter verteilen; bald musste man aber erkennen, dass das Zutreten und Ausscheiden hier eine noch grössere Rolle spielen könnte als die Wanderungen in einer grösseren Bevölkerung. Es galt dann die Zahlen der zu jeder Zeit vorhandenen Personen eines gewissen Alters zu beobachten. Ein weites Feld für die Entwickelung der Technik war so erschlossen; besonders in der Lebensversicherung hat man es in dieser Beziehung im 19. Jahrhundert weit gebracht. Anfangs musste man ganz natürlich solche Beobachtungsgruppen vorziehen, wo alle in ungefähr gleichem Alter eingetreten und allmählich ganz ausgestorben waren. Bald musste man aber einsehen, dass man aus Ein- und Austritten sowie Sterbefällen zu jeder Zeit die Zahl der vorhandenen unter Beobachtung stehenden Personen berechnen könnte, selbst wenn die betreffende geschlossene Gesellschaft nicht schon ausgestorben wäre, so dass also eine kleine Beobachtungsperiode genügen würde, eine Vorstellung von der Sterblichkeit zu geben.

11. Ein interessanter Versuch, die Halleysche Methode zu verbessern, wurde von dem hervorragenden englischen Mathematiker Thomas Simpson (1710—61) gemacht. Simpson gab 1742 ein Werk heraus: „The Doctrine of Annuities and Reversions", in welchem er zahlreiche Anweisungen zur Berechnung von Leibrenten u. dgl. gab. Die notwendige Grundlage dieser Formeln war eine Ueberlebenstafel, und die Wahl einer solchen Tafel beschäftigt Simpson auf den ersten Seiten des Werkes. Halleys Tafel für Breslau wird verworfen, weil die Sterblichkeit offenbar kleiner sei als in London. Auch mit der von J. Smart für 1728—37 berechneten Londoner Tafel ist er nicht zufrieden. Diese Tafel war in der Weise berechnet worden, dass die Todesfälle pro Mille auf die bei der Auszählung benutzten Altersklassen verteilt und die gefundenen Zahlen wiederum wahrscheinlich sehr schätzungsweise den einzelnen Altersjahren zugeschrieben wurden. Simpson ist der Meinung, dass die Einwanderung bis zum 25. Jahr einen störenden Einfluss auf Smarts Tafel ausübe, während die Einwanderung nachher unbedeutend,

von diesem Alter an die Tafel also ohne Korrektur brauchbar sei[1]). Simpson hat, wie er angiebt, die Zahlen der Lebenden derartig erhöht, dass sie möglichst den Zahlen entsprechen, welche man gefunden hätte, falls man nur die in London Geborenen beobachtet hätte; er fügt dann lakonisch hinzu, dass er zu diesem Zweck die Anzahl der Taufhandlungen und Begräbnisse und mit Zuhilfenahme der Halleyschen Tafel das Verhältnis zwischen der Sterblichkeit in London und Breslau in Altersstrecken bis über das 25. Altersjahr hinaus verglichen habe. Unmittelbar nach dieser Bemerkung teilt er die Tafel mit, ohne sein Verfahren im Einzelnen anzugeben.

Es ist nicht leicht Simpsons Berechnungen zu rekonstruieren. Jedenfalls hat er die Zahlen etwas frei behandelt, um abgerundete Endergebnisse zu erhalten. Wahrscheinlich hat er auch nicht die Verhältniszahl zwischen Taufhandlungen und Begräbnissen unmittelbar benutzt, was auch nicht ratsam gewesen wäre, weil so viele Lücken in der Angabe der Taufhandlungen vorhanden waren; auch hat er kaum unmittelbar aus Halleys Tafel die Londoner Tafel für 0—25 Jahre berechnet; aus den Zahlen zwischen 25 und 35 für London und 15—35 für Breslau lässt sich allerdings recht gut die Londoner Zahl für das 15. Jahr konstruieren, aber weiter gegen die Geburt hin verliert diese Berechnung die Anhaltspunkte. Vielleicht hat er nur nach verschiedenen Proben und Interpolationen, worin er ein Meister war, die Hypothese aufgestellt, dass etwa ein Drittel, also 140 der nach dem 25. Jahre sterbenden 426 Personen Einwanderer sind, welche kurz vorher hinzugekommen sind. Zur Wahl dieser Zahl könnte er Anhaltspunkte in der Halleyschen Tafel und in dem grossen Uebergewicht der Gestorbenen über die Geborenen gefunden haben. Nach dieser Hypothese betreffend die Einwanderung mussten die 1000 Todesfälle offenbar auf 860 vermindert werden, welche nun alle Personen trafen, die in der Stadt geboren waren. Von diesen 860 starben dann 574 vor dem 25. Jahre; die übrigbleibenden 286 ergänzen sich mit 140 auf 426. Von den 860 waren nach 2 Jahren nicht, wie Smart berechnet, 614 sondern 614 — 140 = 474 noch am Leben u. s. w.; nach 5 Jahren nicht 526, sondern 526 — 140 = 386 u. s. w.

Die Sterblichkeit stellt sich somit grösser als nach Smart. Dieser fand, dass von 100 Neugeborenen etwa 43 noch als 25jährige am Leben sein würden. Simpson würde dagegen nur 33 Proz. finden.

Die Ueberlebenstafel zerfällt offenbar auf diese Weise in zwei Stücke; der eine Teil fängt mit 860 an und schliesst mit 286, der zweite beginnt mit 426. Um beide Stücke zusammenzufügen, hat man einfach die ersteren Zahlen im Verhältnisse $\frac{426}{286}$ zu erhöhen. Eine solche Berechnung führt nun zu folgenden Ergebnissen:

---

1) Smarts Tafel hat Süssmilch in seiner Göttl. Ordnung II, Tafel 26 mitgeteilt, indem er sie fälschlich Hogdson zuschreibt (The Valuation of Annuities upon Lives. London 1747). Die beste Uebersicht über die ältere Mortalitätsstatistik Londons erhält man aus dem in London 1759 anonym erschienenen Werke: A Collection of the Yearly Bills of Mortality from 1657 to 1758 inclusive. Together with several other Bills of an earlier Date. In diesem Werke sind aufgenommen:

I. Graunt: Natural and Political Observations (6. Ausg. 1676);
II. Petty: Essays in political arithmetic (Ausg. 1683);
III. Corbyn Morris: Observations on the past growth and present state of the city of London (1751 mit Zusätzen für die Jahre bis 1757). Endlich
IV. eine von J. P. ausgearbeitete Tafel für 1728—57, welche mit Smarts Tafel für 1728—37 verglichen wird.

Alter	Simpsons Tafel	Smarts Tafel korrigiert
0 J.	1280	1281
2	700	706
5	580	575
10	524	521
20	462	475

Ich habe hier die Alterseinteilung der Londoner Bills beibehalten (nach dem 10. Altersjahr wurden in diesen 10jährige Altersklassen verwendet); um die Zahlen für die übrigen Altersjahre einzuschalten, hat Simpson teils Halleys Tafel verwerten können, so namentlich für das 1jährige Alter, teils hat er eine willkürliche Abstufung vorgenommen, welche passende regelmässig zu- oder abnehmende Differenzen in ganzen Zahlen ergab (z. B. zwischen 12 und 30 Jahre jährlich 6, von 20–24 jährlich 7 u. s. w.), und dies wird wiederum die Differenzen in den beiden obigen Zahlenreihen erklären.

Das Endergebnis ist eine im grossen ganzen mit dem Alter abnehmende Abweichung zwischen den Sterblichkeitskoëffizienten nach Simpson und Halley; dies steht alles in Einklang mit Simpsons oben angeführten Anweisungen.

Die hier dargestellte Methode wurde ein Menschenalter später von Richard Price in Anwendung gebracht in seinem Hauptwerke: Observations on Reversionary Payments (1771, 7. Ausg. 1812). Er teilt z. B. eine Tafel für London 1759–68 mit, die auf der Voraussetzung fusst, dass etwa die Hälfte der nach dem 18.—20. Jahre sterbenden Personen Einwanderer sind, die eben in diesem Alter hinzugekommen sind. Der Ueberschuss der registrierten Sterbefälle über die Geburten ist allerdings grösser als hier vorausgesetzt, er wünscht aber auf die etwaigen Fehler in den Geburtszahlen Rücksicht zu nehmen und zugleich Resultate zu finden, welche nicht über die Wahrheit hinausschiessen [1]. Von Simpsons Berechnung sagt er ausdrücklich, dass sie nicht auf festen Grundlagen fusse [2].

Eine ähnliche Berechnung hat Price für die damals kleinen Städte Northampton und Norwich angewendet. Für Northampton wird vorausgesetzt, dass gegen ein Viertel der nach dem 20. Jahre Verstorbenen Einwanderer sind; für Norwich scheint die entsprechende Verhältniszahl ein wenig über ein Viertel betragen zu haben (l. c. p. 259 f.).

12. Hier möge auch eine einschlägige Arbeit des verdienten deutschen Mathematikers Euler (1707—83) erwähnt werden. Das von ihm aufgestellte Problem ist folgendes [3]: Wenn eine Bevölkerung einem konstanten Sterblichkeitsgesetze gehorcht, jedes Jahr in demselben Prozentsatze zunimmt, welcher Altersaufbau wird sich dann herausstellen? Ohne auf die mathematischen Formeln einzugehen, will ich hier nur den Hauptgedanken angeben. Gesetzt man habe eine jährliche natürliche Zunahme der Bevölkerung von 1 Proz. beobachtet. Es ist dann klar, dass die durchschnittliche Geburtenzahl — wenn Altersverteilung und Fruchtbarkeit sich nicht

1) 3. Ausg. 1773, p. 253 ff.

2) The ingenious and accurate Mr. Simpson saw that it was necessary to correct the London Tables, and he has done it with great judgment; but, I think, too imperfectly, and without going upon any fixt principles. l. c. p. 251.

3) Recherches générales sur la mortalité et la multiplication du genre humain, Berlin 1767 (Histoire de l'académie royale des sciences et belles-lettres année 1760).

ändert — jährlich um 1 Proz. zunehmen wird; die Bevölkerung der 70 jährigen wird z. B. etwa nur halb so gross sein wie die, welche nach 70 Jahren von den in diesem Jahre Geborenen übrig geblieben sein werden u. s. w. Um nun die Anzahl der in der Neuzeit 70 Jahre alt Gestorbenen mit der Zahl der gleichzeitig Geborenen vergleichbar zu machen, hat man also die Zahl mit 2 zu multiplizieren, ähnlich die Zahl der 35 Jahre alt Gestorbenen mit 1,4 u. s. w. Wenn diese Berechnung für alle Altersklassen durchgeführt worden ist, hat man genau den Altersaufbau der Verstorbenen, welchen man finden würde, wenn die Bevölkerung konstant wäre, und man kann dann aus der Promilleverteilung der auf diese Weise reduzierten Sterbezahlen eine Ueberlebenstafel berechnen. Hier liegt eigentlich der Keim zur Hermannschen Methode (vgl. p. 19 f.), den vorliegenden Verhältnissen angepasst. Die Geburts- und Sterbezahlen jedes Jahres während eines ganzen Sekulums zu beobachten, würde zu Eulers Zeit fast undenkbar erschienen sein; dagegen war der Gedanke, dass die prozentuale Zunahme konstant bleibe, ein überaus naheliegender.

Als Eulers Abhandlung geschrieben wurde, war aber schon das notwendige Beobachtungsmaterial für die rationelle Berechnung der Sterblichkeit einer ganzen Bevölkerung geschaffen. Wie bekannt, fasste der schwedische Reichstag im Jahre 1746 den Beschluss, ein fortlaufendes Tabellenwerk über Stand und Bewegung der Bevölkerung zu führen. Diese Statistik wurde im Jahre 1749 begonnen. Der schwedische Astronom Wargentin (1717—83) hat dieselbe bearbeitet. Theoretische Beiträge zur mathematischen Statistik hat er nicht liefern wollen; seine Methode, die Sterbetafeln herzustellen, ist aber vollständig korrekt. Auf Grundlage der Volkszahl vom Jahre 1757 und der durchschnittlichen Zahl der Todesfälle in den Jahren 1755—57 berechnete er für beide Geschlechter Sterbetafeln, später ähnliche Tafeln für 1758—60 und 1761—63[1]. Diese Tafeln geben an, von welcher Anzahl durchschnittlich jährlich eine Person stirbt. Dadurch gewann er einen interessanten Ueberblick über den Unterschied in der Sterblichkeit der beiden Geschlechter. Dagegen berechnete er keine Ueberlebenstafel. Wenn ihm vorgeworfen wird, dass er Halleys Methode falsch aufgefasst hat, so hat dies mit der erwähnten Hauptleistung Wargentins nichts zu thun, auch ist nicht erwiesen, dass er über die Mängel einer Methode im Unklaren war, welche nur auf Todesfällen fusste, mochte man nun dabei Halley folgen oder nur ganz einfach die Sterbefälle verteilen. Oben p. 35 habe ich erwähnt, dass die Wirkung der Halleyschen Korrektur auf die Volkszahl wahrscheinlich unbedeutend war. Wargentin war es nur darum zu thun, eine annähernd richtige Berechnung der Volkszahl vorzunehmen, wo unmittelbare Volkszählungen nicht zur Verfügung standen; ob diese Volkszahl um etwa 1 Proz. zu hoch veranschlagt wird, ist bei solchen unsicheren Berechnungen ohne Belang. Wenn er wirklich, wie wohl überhaupt fast alle Statistiker des 18. Jahrhunderts die Methode Halleys nicht verstanden hat, so darf dies doch nicht sein bleibendes Verdienst um die Statistik verdunkeln.

13. Kehren wir nach dieser Digression zur Zeitperiode um 1740 zurück, so finden wir in mehreren anderen Ländern kräftige Lebenszeichen der politischen Rechenkunst und speziell der Sterblichkeitsstatistik. In

---

1) Siehe u. a. Kongl. Svenska Vetenskaps Academiens Handlingar 1766—67.

Deutschland gab J. P. Süssmilch 1741 „Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts, aus der Geburt, dem Tode, und der Fortpflanzung desselben erwiesen" heraus, welches 20 Jahre später in zweiter sehr vergrösserter Ausgabe, ein Hauptwerk der statistischen Litteratur des 18. Jahrhunderts wurde. In Frankreich schrieb Déparcieux (1703—68) seinen Essai sur les probabilités de la durée de la vie humaine 1746, ein von grosser Gedankenschärfe zeugendes Werk. In Holland endlich kommen wieder die Leibrentenberechnungen auf die Tagesordnung, und Männer wie Kersseboom (1691 – 1771) und Struyck (1687—1769) liefern interessante Beiträge zur Mortalitätskeitsstatistik.

Neben diesen Männern können in Holland auch N. Duyn (1745 gestorben) und J. van der Burch (1673—1758) erwähnt werden. Ersterer fasst insbesondere den Einfluss der Jahreszeiten ins Auge (1743, Bouwstoffen, p. 169 f.). van der Burch dagegen interessierte sich (1736—40) am meisten für die finanzielle Seite der Leibrentenanleihen und sprach sich sehr klar aus über die Anforderungen, die man an eine Sterblichstatistik stellen müsse (l. c. p. 158 f.).

Dagegen ist der Engländer Richard Hayes (A new Method for Valuing of Annuities upon Lives 1746) unbedeutend; statistische Beobachtungen teilt er nicht mit, auch äussert er sich nicht über seine Methoden zur Berechnung der Leibrentenwerte; diese Methoden scheinen überdies falsch gewesen zu sein.

Es ist das Verdienst der drei gleichzeitigen Forscher Déparcieux, Kersseboom und Struyck, die Sterblichkeit in geschlossenen Gesellschaften vollständig rationell beobachtet zu haben: Struyck hat in einer 1740 veröffentlichten Arbeit[1]) auf Grundlage des Leibrentenmaterials einen beträchtlichen Unterschied in der Lebensdauer der beiden Geschlechter zu Gunsten der Frauen gefunden. Man hat sich wohl früher recht häufig mit dieser Frage beschäftigt, ohne aber einen entscheidenden Beweis erbringen zu können. Schon Graunt berührte dieselbe. Er fand, dass 1628 – 62 in London etwa 14 Knaben getauft wurden gegen 13 Mädchen und dass die Sterbefälle in derselben Proportion standen. Daraus schloss er, dass die Anzahl der Männer und Frauen in demselben Verhältnis stehen müsste, und dass die Frauen ungefähr dieselbe Sterblichkeit hätten wie die Männer. Wenngleich die Frauen nach Aussage der Aerzte weit mehr Krankheiten ausgesetzt seien als die Männer, so seien diese doch weniger enthaltsam und würden die Opfer ihrer Laster oder stürben eines gewaltsamen Todes, während die Frauen oft Krankheiten erlägen, welche auf das Geschlechtsleben zurückzuführen seien. Der Schluss ist offenbar unrichtig. 100 neugeborene Knaben können in ganz anderen Altersklassen absterben als die gleiche Anzahl Mädchen, und dennoch wird man bei stationärer Bevölkerung dieselbe Gesamtzahl der Geburten und Todesfälle jedes Geschlechts finden können. Alles kommt hier an auf die verschiedene Altersbesetzung.

Struycks Arbeit verdient aber nicht nur wegen dieser Untersuchung bekannt zu werden. Er hat die Leibrentenkäufer von 1672, 1673 und 1686—89 vollständig richtig von Jahrfünft zu Jahrfünft verfolgt und zwar gesondert nach Geschlecht. Allerdings war das Material

---

1) Inleiding tot de Algemeene Geographie benevens eenige Sterrekundige en andere Verhandelingen. Amsterdam 1740.

recht dürftig, nämlich 794 Männer und 876 Frauen. Das Resultat war für 5jährige Knaben eine wahrscheinliche Lebensdauer von 41 Jahren, für Mädchen 46 Jahre, während Kersseboom auf Grundlage eines umfangreichen Materials und teilweise anderer Perioden, für beide Geschlechter zusammen 47 Jahre, also bedeutend mehr fand.

In einer späteren Schrift[1]) beschäftigt sich Struyck mit der Sterblichkeit unter Knaben und Mädchen, und weist für die ersten 10 Lebensjahre nach Erfahrungen in Broek einen bedeutenden Unterschied nach. Er beobachtet ferner die Todesfälle im Kindbette, beleuchtet treffend die Theorie der klimakterischen Jahre, teilt interessante Beobachtungen über die grosse Sterblichkeit der Zwillinge mit und giebt Auskunft über die Sterblichkeit auf verschiedenen längeren Seereisen. Es zeugt von seiner Gedankenklarheit, dass er Halleys Berechnungen vollständig verstanden hat, auch beobachtet er, wie viele Kinder in Broek im Geburtsjahre gestorben sind.

14. Allgemeiner bekannt sind die beiden anderen Männer Kersseboom[2]) und Déparcieux. Kersseboom, ein angesehener Finanzbeamter, hat 1737—48 verschiedene Schriften über die Bevölkerungsstatistik, durchweg Gelegenheitsschriften, z. T. polemischer Natur herausgegeben. Seine Leistungen sind recht vielseitig; uns interessiert hier vorzugsweise seine Behandlung des Leibrentenmaterials von Holland und Westfriesland, aus welchem seine berühmte Sterbetafel entstanden ist. Déparcieux bearbeitete in seiner oben erwähnten Schrift ähnliche Beobachtungen über die Sterblichkeit unter Tontinenmitgliedern, und hat zugleich ein interessantes Material betreffend die Sterblichkeit der Mönche und Nonnen gesammelt. Dass diese beiden Männer auch weniger richtige Methoden angewendet haben, kann ihr Verdienst nicht schmälern und rührt zum Teil von dem Mangel an genügenden statistischen Beobachtungen her.

So benutzt Kersseboom — mit vollem Bewusstsein der Mangelhaftigkeit des Verfahrens — eine Verteilung der Todesfälle Londons, um die Volkszahl zu bestimmen (ohne die Halleysche Korrektur anzuwenden), und Déparcieux schlägt, um die mittlere Lebensdauer zu berechnen, ohne besondere Begründung eine sehr unvollkommene Methode vor, welche die Statistiker nachher bis in unsere Jahrhunderte hinein, in diesem oder jenem Gewande oft angewendet haben, nämlich die mittlere Zahl der Geburten und Sterbefälle in die Volkszahl zu dividieren. Ein ähnliches Verfahren hat z. B. später der oben erwähnte Price benutzt und noch im Jahre 1861 wurde dasselbe von Wappäus, wenngleich mit gewissem Vorbehalt, empfohlen (Allgemeine Bevölkerungsstatistik, II, 1861, p. 4).

Déparcieux hat den glücklichen Gedanken gehabt, die Sterblichkeit der Mönche und Nonnen zu untersuchen. Bei diesen Untersuchungen vermischt sich Altes und Neues. Für die meisten Klöster begnügt er sich damit, die Sterbefälle zwischen 1685 und 1745 zu verteilen, indem er davon ausgeht, dass die Bevölkerung dieser Klöster im Ganzen als stationär behandelt werden könne[3]). Für die Benedektinermönche teilt

---

1) Vervolg van de Beschryving der Staartsterren, en nader Ontdekkingen omtrent den Staat van't Menschelyk Geslagt. Amsterdam 1753.

2) In seiner lichtvollen Theorie des Bevölkerungswechsels 1874 hat G. F. Knapp die Verdienste Kersseboom s hervorgehoben; vgl. übrigens auch Bouwstoffen, p. 117 f.

3) Vgl. l. c. p. 79 ff.

er dagegen eine höchst interessante Tafel mit, welche unmittelbar ohne eine solche Hypothese gültig ist. Er untersucht die Totenregister für alle die Mönche, welche im Alter 17—25 während der Periode 1607—69 eingetreten und im Jahre 1745 sämtlich ausgestorben waren. Er konnte also mit ganz einfacher Rechnung das allmähliche Absterben einer recht umfassenden Gesellschaft beobachten. Im ganzen lagen ihm 2045 Beobachtungen vor, und die Anzahl der 25 jährigen, welche unter Beobachtung gestanden haben, war 1992. Aus den vorliegenden Zahlen konstruierte Déparcieux eine Ueberlebenstafel, mit 814 anfangend, indem er übrigens die Zahlen etwas frei behandelte, um eine Ausgleichung zu erreichen. Die Geburtszeit der betreffenden Mönche liegt ungefähr zwischen 1580 und 1640 und die Tafel drückt somit in der Hauptsache die Sterblichkeit im 17. Jahrhundert aus, während die übrigen Tafeln (falls die ihnen zu Grunde liegenden Voraussetzungen richtig sind) meistens die Sterblichkeit in dem ersten Teil des 18. Jahrhunderts wiedergeben. Uebrigens stimmt die Tafel der Benediktinermönche 1685—1745 sehr gut mit der älteren; falls diese jüngere Tafel als richtig angesehen werden darf, hat die Sterblichkeit sich somit ziemlich unverändert erhalten.

Die folgende Tafel giebt eine Uebersicht über die von Déparcieux gefundenen Mortalitätsverhältnisse [1]).

Alter	Von 1000 jeder Altersklasse sterben jährlich nach: Halley (Breslau 1687—91)	Déparcieux Benediktiner Mönche (ältere Tafel)	Alter	Mittlere Lebensdauer nach: Halley	Déparcieux
20—25 J.	11	8	20 J.	34 J.	38 J.
25—35	15	9	25	31	35
35—45	21	13	35	25	27
45—55	31	22	45	19	21
55—65	42	40	55	15	14
65—75	77	85	65	10	9

Die Benediktinermönche hatten also eine erheblich geringere Sterblichkeit als diejenige nach Halleys Tafel, bis in den höheren Lebensjahren ein Umschlag eintritt. Die Absterbeordnung kommt recht nahe der deutschen Sterbetafel 1871—81 für Männer.

Die übrigen auf weniger vollkommener Grundlage aufgebauten Sterbetafeln für Mönche stimmen mit einander wie mit der älteren Benediktinertafel ganz gut überein und dürfen wohl als recht wahrscheinliche Ausdrücke für die Sterblichkeit betrachtet werden. Nimmt man dasselbe für die Tafel der Nonnen an, so hat man die erste einigermassen zuverlässige Uebersicht über die Sterblichkeit unverheirateter Personen. Bis zum 50. Jahre ist der Unterschied zwischen Nonnen und Mönchen nur gering, dann aber nimmt die Sterblichkeit der Nonnen weniger rasch zu wie die der Mönche. Dass die Nonnen nach der Erreichung eines gewissen Alters langlebiger waren, wie die Mönche, stimmt mit neueren Erfahrungen über die Sterblichkeit des ledigen männlichen und weiblichen Geschlechts überein. Dagegen ist Déparcieux der Meinung, dass die gebärfähigen Ehefrauen in den Städten häufiger sterben wie die Ehemänner.

1) Es muss aber bemerkt werden, dass seine Altersbezeichnungen ein wenig unklar sind.

Die Methode, welche Déparcieux für seine ältere Benediktiner-Tafel benutzte, war, wie man sieht, etwas unvollkommen. Hätte er sich ein Verzeichnis sämtlicher Personen ausgearbeitet, welche während irgend einer Periode in den einzelnen Jahren und in jeder Altersklasse eingetreten und gestorben waren, hätte er ferner die Zahl derer genommen, welche am Anfang und Schluss der Periode am Leben waren, dann wäre es ein leichtes gewesen, aus diesen Thatsachen die Zahl derer, welche während der Periode in jedem Alter dem Tode ausgesetzt gewesen waren, zu berechnen; es wäre aber nicht nötig gewesen, auf eine Periode, deren Mitglieder völlig ausgestorben waren zurückzugreifen; auch statt der unvollkommenen Methode für die Tafeln 1685—1745 hatte er mit geringer Mehrarbeit eine vollständig korrekte Methode in Anwendung bringen können.

Auch Kersseboom operiert teilweise etwas schwerfällig. Um den Unterschied der Sterblichkeit der Männer und Frauen zu untersuchen, berechnet er aus Listen einer vollständig ausgestorbenen Generation von Leibrenteninhabern die mittlere Lebensdauer derselben[1]). Das Hauptergebnis ist dieses, dass Personen männlichen Geschlechts, welche im Alter 1—5 Jahren eingetreten sind, $2\frac{1}{2}$ Jahre, solche, welche im Alter 6—15 Jahre eingetreten sind, durchschnittlich etwas über 4 Jahre kürzer gelebt haben als die entsprechenden Mädchen. Wie aber dieser Unterschied die einzelnen Sterblichkeitskoëffizienten beeinflusst, namentlich in den Kinderjahren, hat er nicht untersucht, obgleich dies mit geringer Mühe hätte geschehen können.

Aber auf der anderen Seite ist bei diesen beiden Schriftstellern eine grosse Klarheit des Gedankengangs hervorzuheben, und beide haben durch ihre Arbeiten bewiesen, dass sie auch die nächsten Stufen der Gedankenentwicklung bereits zurückgelegt haben. Déparcieux untersucht die Ergebnisse zweier Tontinen (von 1689 und 1696), im ganzen umfassend 5911 resp. 3349 Personen, von denen 1745 noch 711 resp. 616 am Leben waren. Aus diesen Beobachtungen berechnete Déparcieux, wie viele Personen in jedem Alter von dem dritten Jahre ab dem Risiko des Todes ausgesetzt gewesen waren. Im allgemeinen kam er zu dem Resultat, dass die Tontinisten bis in das höchste Alter, wo die Erfahrungen bei fast allen Sterbetafeln recht unsicher werden, bessere Lebensaussichten hatten als die Nonnen.

Aehnliche Berechnungen stellte Kersseboom an[1]). Das Material bildeten „genegotieerde Lyfrenten sedert hondert vyfentwintig jaaren"[2]) alles in alles „zeer veel duizenden van gevallen"; nur für das erste Altersjahr fühlte er sich veranlasst, seine Berechnungen auf Beobachtungen über die Kindersterblichkeit in ganz Holland und Westfriesland zu stützen, welche er auf 5500 unter 28000 Geborenen veranschlagte, was ungefähr auch heute noch für das Königreich der Niederlande zutrifft. Seine Tafel gehört zum Teil einer früheren Periode zu als Déparcieux's Tontinentafel; ob aber dies die nicht unerheblichen Unterschiede begründet, ist nicht festzustellen. Beide Tafeln drücken die Sterblichkeit der wohl-

1) Derde Verhandeling over de probable Meenigte des Volks in de Provintie van Hollandt en Westvrieslandt. 1742, p. 13 ff und: Observatien, Waar in voornamentlyk getoond word wat is Gelyktydigheid. 1740, p. 31 ff.

2) Vgl. z. B. Eerste Verhandeling tot een Proeve om te weten de Probable Meenigte des Volks in de Provintie van Hollandt en Westvrieslandt. 1742, p. 5. Tweede Verhandeling bevestigende de Proeve om te weeten u. s. w. 1742, p. 56.

habenden Klassen aus; die Hauptergebnisse habe ich unten verglichen, indem ich gleichzeitig die Ergebnisse einer neueren von Ansell für wohlhabendere Familien Englands berechneten Tafel danebenstelle[1]).

Ueberlebenstafel nach

Alter	Kersseboom	Déparcieux	Ansell	
	Beide Geschlechter		Männer	Frauen
0 J.	1000	—	799	780
5	689	689	689	689
10	639	640	670	673
15	611	616	658	658
25	551	563	610	615
35	468	504	555	573
45	400	452	500	529
55	319	382	436	482
65	225	287	343	405

Von 1000 Personen jeder Altersstufe starben binnen Jahresfrist nach

Kersseboom	Déparcieux	Ansell	
Beide Geschlechter		Männer	Frauen
20	—	9	7
1,8	1,9	0,9	0,6
1,0	1,0	0,4	0,4
0,8	0,8	0,4	0,6
1,5	1,0	0,9	0,8
1,5	1,1	0,9	0,7
1,7	1,2	1,4	0,7
2,8	2,3	1,9	1,4
4,4	3,8	3,6	1,9

Um die Zahlen vergleichbar zu machen, habe ich die Ueberlebenstafeln für das 5. Jahr mit derselben Zahl anfangen lassen, und um Zufälligkeiten zu vermeiden, habe ich die Sterblichkeitskoëffizienten etwas ausgleichen müssen. — Man sieht, dass Ansells Tafel für wohl situierte Klassen der englischen Bevölkerung bedeutend bessere Lebensaussichten aufweist, als die beiden älteren, unter welchen wiederum die Déparcieux'sche die günstigere ist.

15. In der folgenden Zeit mehrten sich die statistischen Beobachtungen. In seiner berühmten Histoire Naturelle (De l'Homme, Tom II, 1749) nahm z. B. Buffon eine Mortalitätsstatistik für einige Landgemeinden und drei Pariser Gemeinden auf, die ihm von Dupré de Saint-Maur zur Verfügung gestellt worden waren; daraus berechnet Buffon eine Tafel „des probabilités de la durée de la vie" (d. h. wahrscheinliche Lebensdauer). Da jedoch nur die Todesfälle bekannt waren, hat man keine Anhaltspunkte zur Beurteilung der gewonnenen Ergebnisse.

Ungefähr gleichzeitig gab Th. Short seine New Observations on Bills of Mortality heraus (1750), ein etwas anspruchsvolles Werk, welches insofern das Interesse des Geschichtsschreibers in Anspruch nimmt, als der Verfasser eine Reihe von Aufgaben bezeichnet, die teils zu lösen, teils seines Erachtens schon gelöst waren. Er führt eine Menge Kirchspiele an mit Angabe der geologischen Beschaffenheit des Bodens und einiger anderen Thatsachen und behauptet u. a., ohne es, streng genommen, zu beweisen, dass das Klima gesünder sei, je härter der Boden, Dörfer auf hartem Kalkboden gesünder seien als solche auf weichem; Dörfer,

1) Ansell Statistics of Families 1874.

welche von grossen dichten Wäldern umgeben oder niedrig gelegen sind, seien ungesund, feuchte Luft sei schädlich, besonders wenn sie mit organischen Exhalationen geladen ist. Wo der Boden günstige Bedingungen darbieten, seien Aborten selten und die Knabengeburten verhältnismässig zahlreich; die Dichtigkeit der Bevölkerung beförderte die Sterblichkeit. Wie so viele andere Schriftsteller hält er seine Zeit für besonders unsittlich und betrachtet dies als Ursache einer vermehrten Sterblichkeit. Er beschäftigt sich mit dem Einfluss der Jahreszeiten und behauptet, ohne es zu beweisen, dass Kinder, welche in den kalten Monaten geboren werden, eine grössere Vitalität haben. Uebrigens seien die Männer dem Tode mehr ausgesetzt als die Frauen.

Eigentümlich ist die Auffassung Shorts, dass die astronomischen Erscheinungen in Verbindung mit der Sterblichkeit stehen, obgleich er keine entscheidenden Schlüsse ziehen will. So giebt er an, dass verschiedene Kometen die Sterblichkeit vergrössert haben, besonders wenn gleichzeitig Finsternisse eintrafen; einige Finsternisse bezeichneten das Ende von Epidemien, während andere dieselben verschlimmert hätten, so wären in einer kleinen Stadt, deren Bevölkerungsstatistik überhaupt das Material für diese Untersuchungen abgab (wahrscheinlich mit wenigen hundert Todesfällen jährlich) unmittelbar nach einer Sonnenfinsternis 1736 alle, die von Masern schwer heimgesucht waren, gestorben.

Andere Statistiker dieser Zeit sind von einem echt wissenschaftlichen Geiste durchdrungen. So der anonyme Verfasser der Einleitung zu dem früher citierten Werke: A Collection of the yearly Bills of Mortality (1759), welcher anregende Untersuchungen über die Zuverlässigkeit der statistischen Beobachtungen anstellt, so z. B. betreffend die Anzahl der Todesfälle innerhalb eines Stadtteiles, welche diesem wirklich zugehören.

Beachtenswert ist auch eine in demselben Werke, zweite Ausgabe, (1757) aufgenommene Abhandlung von Corbyn Morris: Observations on the past growth and present state of the city of London 1751. Diese mit verschiedenen Tafeln versehene Abhandlung zeichnet sich u. a. durch einen Vorschlag zu verbesserten Totenlisten aus. Der Verfasser wünscht nicht nur eine Verteilung auf eine grössere Anzahl von Altersklassen, als bisher, namentlich im Kindesalter (0—1 Monat, 1—3, 3 bis 12 u. s. w.), sondern er strebt auch nach grösserer Klarheit in seinem Vorschlage, dass die jährlichen Listen angeben sollen, wie die Todesfälle sich nach Geburtsjahren verteilen, um erkennen zu lassen, wie die Generationen successiv absterben. Erst über 100 Jahre später wurde dieser ebenso einfache wie geniale Gedanke (in Deutschland), gewiss ganz von Morris unabhängig, verwirklicht. Uebrigens liegt Morris in einem meist vergeblichen Kampfe mit dem Missverhältnisse zwischen Getauften und Verstorbenen, welcher ihn verhindert, einen zuverlässigen Ueberblick über die Bevölkerungsverhältnisse Londons zu gewinnen.

Endlich verdient Benjamin Webb genannt zu werden (The complete Annuitant consisting of Tables of Interest simple and compound London 1762). Derselbe fusst auf den London Bills of Mortality 1731—61. Uebrigens ist merkwürdig, dass England im 18. Jahrhundert keine Tafeln betreffend Tontineninhaber, Leibrentner u. dgl. aufzuweisen hat, man ist fortwährend auf Mortalitätsbeobachtungen für Gesamtbevölkerungen angewiesen.

16. Nunmehr trat auch die **Schweiz** mit statistischen Untersuchungen hervor. Hier muss einer später oft citierten interessanten Abhandlung von **Muret** über die Bevölkerung von Waadt gedacht werden [1]).

Die Abhandlung zeigt, welche ausserordentlichen Schwierigkeiten der damalige Bevölkerungsstatistiker zu überwinden hatte, um das nötige Material zu beschaffen. Um den betreffenden Distrikt bevölkerungsstatistisch zu bearbeiten, muss er „sozusagen ein unbekanntes Land entdecken"; das ganze muss aus den Einzelberichten von einer grossen Anzahl Geistlicher zusammengestellt werden, und auf Homogeneität war kaum zu rechnen; nur für $\frac{2}{3}$ der Gemeinden erhielt er Auskunft über die Volkszahl oder die Anzahl der Kommunikanten, für die übrigen musste er sich mit der Anzahl der Getauften begnügen. Einzelne seiner Tafeln können noch heutzutage von Interesse sein; so seine Untersuchungen über die Verteilung der Todesfälle der Kleinkinder in Vevey in der Mitte des Jahrhunderts auf die einzelnen Wochen des ersten Lebensmonates u. s. w. oder eine eigentümliche Zahlenzusammenstellung, durch welche er die relative Anzahl der Ehefrauen und Jungfrauen, nach Alter verteilt, zu berechnen suchte, um so die Wirkung des Zivilstandes auf die Sterblichkeit festzustellen.

17. Wer sich einen Ueberblick über den Stand des statistischen Wissens dieser Periode bilden will, thut gut, die göttliche Ordnung von **Süssmilch** in einer der späteren Ausgaben [2]) durchzustudieren (vgl. oben p. 47). Diese fleissige Arbeit bringt von allen Ländern die bis dahin noch spärlichen Ergebnisse zusammen und fügt selbst neue Beobachtungen hinzu. **Süssmilch** schöpft für Deutschland aus **Kundmann**, während ihm **Gohls** Zeitschrift vielleicht unbekannt war. Für England schöpft er u. a. aus **Graunt**, **Petty** und **Halley**, für Frankreich aus **Déparcieux**, für Holland aus **Kersseboom** und **Struyck** u. s. w. Er teilt z. B. eine Statistik der Todesursachen mit, er ist auf den Einfluss der Jahreszeiten aufmerksam (welche u. a. **Gohl** und **Kundmann**, von **Kersseboom** ganz zu schweigen, behandelt hatten); er findet, dass „sonderlich das Frühjahr viel mehrere dahin nimmt" (§ 535), ohne dass er imstande ist, eine ihn selbst befriedigende Erklärung zu geben. Er hebt hervor, freilich ohne statistischen Beweis, dass die Zwillinge „selten am Leben bleiben" (§ 96). Er ist auf den Unterschied zwischen Stadt und Land aufmerksam, welcher, wie oben berührt, schon älteren Statistikern wie **Graunt** nicht entgangen war, weil es ins Auge springen musste, dass viele Städte nur durch Zuzüge vom Lande ihre Volkszahl aufrecht erhalten konnten. Vollständig klar wurde übrigens diese Aufgabe nicht behandelt, wenngleich allerdings ein Wahrscheinlichkeitsbeweis für den grossen Unterschied zu Gunsten der Landbevölkerung geführt wurde. **Süssmilch** kommt zu dem Resultate, dass „die Menschen auf dem Lande nicht so früh sterben als in Städten; und dass jene ein höheres

1) Mémoire sur l'état de la population dans le pays de Vaud, qui a obtenu le prix proposé par la Societé Oeconomique de Berne, à celui qui donnerait l'état le plus complet de la population du Canton de Berne ou d'un district particulier. Par M. **Muret**. Premier pasteur à Vevey. Mémoires et Observations Recueuillis par la Société Oeconomique de Berne 1766, I. (Eine in Bd. III 1766 aufgenommene Abhandlung von de Loys de Cheseaux: Essai sur la Population de Berne, enthält dagegen sehr wenig Statistik.)

2) Zweite Ausgabe 1761, vierte Ausgabe wurde 1775 von seinem Schwiegersohn **Baumann** herausgegeben und mit einem dritten Band ergänzt. Diese Ausgabe ist hier überall citiert.

Alter erreichen“ (§ 454). Auf dem Lande starben nach seiner Entwickelung jährlich ungefähr $\frac{1}{40}$, in kleinern Städten $\frac{1}{32}$, in grösseren wie Berlin $\frac{1}{28}$, in noch grösseren, wie Rom, London u. s. w. sogar $\frac{1}{24}$ bis $\frac{1}{25}$ (§ 35). Süssmilch sucht auch Beobachtungen über die Sterblichkeit der Seeleute zusammenzutragen, ein kleiner Anfang zu den später so häufigen Untersuchungen über die professionelle Sterblichkeit. Nach Struyck führt er die Beobachtungen über Sterblichkeit auf Seereisen an. Ein besonderes Interesse widmet er auch der Pest und namentlich den Pocken, der n Verheerungen im 18. Jahrhundert ungeheuer waren.

Nicht nur als Sammelwerk und Nachschlagebuch hat aber Süssmilchs Arbeit Bedeutung. Es war ein Verdienst, eine Uebersicht über die schon aufgefundenen Variationen in den Sterblichkeitsverhältnissen zu geben; noch verdienstlicher war es aber, auf die Gleichmässigkeit der statistischen Beobachtungen über Sterblichkeit aufmerksam zu machen. Man darf wohl behaupten, dass die „politischen Arithmetiker“ unwillkürlich eine solche Gleichmässigkeit erwarteten; Déparcieux machte sie durch seine Untersuchungen und Zusammenstellungen wahrscheinlich, die zweite Ausgabe der göttlichen Ordnung lieferte endlich einen für den damaligen Zustand der Statistik vollständig genügenden Beweis. Süssmilch selbst kann gar nicht satt werden, dieses Ergebnis hervorzuheben. „Nimmer war ich mir dergleichen Harmonie zwischen den Closterleuten in Paris und unsern brandenburgischen Bauern bewusst. Ich staunte, da ich sie entdeckte, und ein ausnehmendes Vergnügen über die göttliche Ordnung war die Belohnung meiner Mühe“ (§ 441). Nach heutigen Begriffen war allerdings diese Harmonie keine übermässig grosse. Von 100 Mönchen im 21. Jahre starben nach Süssmilchs Zusammenstellungen binnen 10 Jahren ungefähr 8, von 100 Brandenburgern ungefähr 11. Süssmilch berechnet aus vier Tafeln eine mittlere Kindersterblichkeit im Alter von 1—2 Jahren, die kleinste dieser ist 49, die grösste 104. Dennoch darf man behaupten, dass Süssmilch mit seiner Behauptung vom Standpunkt seiner Zeit vollständig Recht hatte. Wer hätte in der That im voraus wissen können, dass in allen Ländern die Sterblichkeit im Alter 5—15 Jahr so verschwindend klein sei und dann wieder langsam mit dem Alter emporsteige, dass eine graphische Darstellung der Sterblichkeit fast ausnahmsweise dieselbe Form, wenngleich etwas andere Dimensionen ergeben würde. Kein Wunder, wenn man über dieser Uebereinstimmung die Variationen vergessen hätte. Jedenfalls mussten letztere in die zweite Reihe treten als Aufgaben für die folgenden Generationen der Statistiker.

Die Bewunderung der „göttlichen Ordnung“ haben denn auch Statistiker dieses Jahrhunderts in anderen Worten ausgesprochen; es wird von Quetelet und anderen vielfach von den statistischen Erscheinungen als Ausdruck für ein „Naturgesetz“ gesprochen. Wenn Quetelet von einem Budget spricht, welches mit einer „schauerlichen Regelmässigkeit bezahlt wird, nämlich dem der Gefängnisse, der Galeeren und Schaffotte [1])“, so heisst es bei Süssmilch: „ein jedes Alter liefert beständig einen Zins zum Mass der Sterblichkeit“ (§ 14). Ganz naturgemäss gelangte Süssmilch dazu, die gefundenen Sterbetafeln als typisch für alle Zeitperioden zu betrachten: „die gleiche Dauer des Lebens“ ist ihm ein Axiom.

---

1) Ueber den Menschen, deutsch von Riecke, 1838, p. 6—7.

Als ein Verdienst Süssmilchs darf man auch hervorheben, dass er mit nicht geringer Umsicht auf die Genauigkeit der statistischen Beobachtungen eingeht. Er ist auf die Thatsache aufmerksam, dass die Sterblichkeit in den Städten wegen der Zuzüge Kranker vom Lande, welche in Hospitälern u. s. w. sterben, überschätzt wird, eine Frage, welche erst in den letzten Dezennien eingehender erörtert worden ist (§ 51). Er erwähnt eine höchst interessante Doppelzählung der bürgerlichen Bevölkerung in Berlin 1747; die erste dieser Zählungen wurde von der „Polizei“ vorgenommen und ergab 85 054, die zweite, 8 Tage später, auf Befehl des Königs, ergab 85 319 (§ 143). Er weiss, dass die Altersangaben ungenau sind; die „gemeinen Leute“ wissen nicht immer das genaue Alter der Verstorbenen, und das Resultat ist eine Anhäufung um die runden Altersjahre, was zu dem Glauben von einem Einfluss der „Stufenjahre“ verführen könnte (§ 490).

Dagegen war Süssmilch weniger klar, wenn es sich darum handelte, neue Sterbetafeln herzustellen oder alte zu beurteilen. Der mathematische Geist eines Déparcieux oder Kersseboom war ihm fremd. Seine viel benutzte Sterbetafel ist thatsächlich eine der geringwertigsten, welche uns aus dem 18. Jahrhundert übergeliefert wurden, und wie diese Tafel zustande kam, will ich ganz kurz andeuten. Er berechnet z. B. eine Sterbetafel, indem er die Todesfälle in einem Brandenburger Kirchspiele pro Mille verteilt; dass die Bevölkerung nicht stationär war, sieht man daraus, dass auf 1072 Todesfälle 1437 Getaufte fallen. Aus vier solchen Tafeln berechnet er wiederum einen Durchschnitt: wenn z. B. 49 bezw. 59, 100 und 104 unter 1000 Todesfällen auf das 2. Lebensjahr fallen, schliesst er einfach, dass durchschnittlich in diesem Alter 78 sterben. Diese Tafel wird für das erwachsene Alter durch drei Déparcieux'sche Tafeln ergänzt (Benediktiner, Nonnen und Tontinenmitglieder); der Ausgangspunkt ist bei diesen ein wenig verschieden, 521 Mönche, 537 Tontinenmitglieder über 20 Jahr, ein Unterschied, welchen Süssmilch ganz ausser Betracht lässt, wie er überhaupt Déparcieux's Tafeln nicht sehr genau behandelte.

Diese ganze Durchschnittsberechnung ist übrigens von Süssmilch's Standpunkt insoweit berechtigt, als er die erwähnten 7 Tafeln sozusagen als Beobachtungen über dieselbe Grösse betrachtete. Weniger lässt sich die entsprechende Zusammenfassung für Stadt und Land verteidigen, da Süssmilch selbst auf den Unterschied aufmerksam gemacht hat, er berechnet die Haupttafel aus Tafeln für das Land, für Kleinstädte und grössere Städte, indem er eine jede Tafel mit $\frac{1}{3}$ ansetzt. Es sollte also die Landbevölkerung nur $\frac{1}{3}$ der Gesamtbevölkerung ausmachen. Die gefundene Haupttafel enthält nicht einjährige Altersklassen. Süssmilch wendet, um zu diesen zu gelangen, ein rohes Ausgleichsverfahren an, indem er, gestützt auf Tafeln mit einjährigen Intervallen, die Zahlen der Haupttafel „proportioniert“ (§ 456).

Als Ausdruck für die Sterblichkeit der Bevölkerung eines europäischen Landes in der Mitte des vorigen Jahrhunderts könnte Süssmilch's Tafel daher schwerlich dienen, auch nicht, nachdem Baumann mehrere der Mängel entdeckt und zum Teil abgestellt hat. Das in Süssmilch's Werke mitgeteilte Zahlenmaterial enthält auch wenige Anhaltspunkte für eine Untersuchung über die störende Wirkung der Wanderungen und anderer Ursachen. Das Kirchspiel Messow, welches das Material für die eine der vier Landtafeln bot, hatte, wie oben erwähnt, einen bedeutenden Geburtsüberschuss, welcher aber zum Teil durch Wanderungen ausgeglichen

worden ist. Nur soviel darf man wohl aus den Listen schliessen, dass etwa ¼ der Lebendgeborenen vor dem ersten Geburtstag starben, was nicht übermässig viel war; übrigens ist wahrscheinlich die Sterblichkeit in den jüngeren Altersjahren etwas übertrieben, vielleicht auch in den älteren Jahren, in welchem Masse aber, ist sehr schwierig zu entscheiden.

Baumann, der Herausgeber von Süssmilchs göttlicher Ordnung, bringt in seinem Ergänzungsbande (1776) interessante statistische Beobachtungen ans Licht. Die Sterblichkeit der ausserehelichen Kinder hat er u. a. im „Charitéhaus" in Berlin untersucht. Während 13 Jahren starben in diesem Hause unter 1814 Lebendgeborenen (Getauften) 302 im ersten Monat, d. h. 1 von 6, während in Berlin überhaupt nur 1 von 14 sterben sollte (Bd. III, p. 212 f.). Auch berichtigt er, wie oben angeführt, einige von Süssmilchs Fehlschlüssen. Im ganzen aber blieb das Gebäude unverändert.

18. Im Uebrigen flossen die Quellen der statistischen Beobachtungen in Deutschland sehr sparsam. Ueber die Sterblichkeit in geschlossenen Gesellschaften erfuhr man in der letzten Hälfte des 18. Jahrhunderts dort wie überhaupt in allen Ländern fast nichts; trotzdem dass viele Witwenkassen rings umher in vielen Ländern ins Leben gerufen wurden, kamen dadurch selten Beobachtungen an die Oeffentlichkeit. Immerhin können einige Untersuchungen verzeichnet werden; so bespricht der dänische Mathematiker Tetens 1785—86 [1]) die Erfahrungen der Calenbergischen Witwenkasse und beweist mit Hülfe der Methode der erwartungsmässig Gestorbenen (eine der ersten Anwendungen dieser Methode), dass die thatsächliche Sterblichkeit der Frauen 0,7 der erwarteten war, ohne dass die Dauer der Versicherung eine Rolle gespielt zu haben scheint. Für die Männer gelangte er zu dem Resultate, dass die Sterblichkeit bis zum 45 Jahre ungefähr gleich derjenigen der Frauen war, später aber sich zu dieser wie 9 : 7 verhielt. Dieselbe Frage nach der Sterblichkeit der beiden Geschlechter hat auch Kritter behandelt [2]). Er gelangt durch verschiedene Betrachtungen zu dem Schluss, dass die Sterblichkeit der Ehemänner derjenigen der Ehefrauen und Witwen bis zum 45. Jahr gleichgesetzt werden darf und benutzt zu dem Ende Süssmilchs Tafel. Für die folgende Periode des Lebens benutzt er die von Déparcieux mitgeteilten Erfahrungen betreffend Todesfälle im Kirchspiel L. Sulpice in Paris, welche für die Frauen eine etwas grössere Vitalität als für die Männer enthüllen. Eine Bestätigung sucht er in einigen von Oeder 1779 gesammelten Beobachtungen betreffend 200 verstorbene Geistliche und 100 Leibrenteninhaber — eine recht willkürliche Zusammenstellung auch aus dem Grunde, weil sie nur auf Todesfällen fusst. Für die Geistlichen allein ist die gefundene Sterblichkeit bedeutend, was teils den vielen Gastmahlen in Hamburg, teils epidemischen Krankheiten oder dem Predigen in grossen Kirchen zuzuschreiben sei; endlich seien auch „enge Strassen und die Dünste einer grossen Volksmenge" ungesund.

Eine bessere Grundlage hätte er finden können in zwei ungefähr gleichzeitig von Oeder mitgeteilten Verzeichnissen einiger in den Städten Oldenburg und Delmenhorst getrauter Ehepaare mit den nötigen bio-

1) Einleitung zur Berechnung der Leibrenten und Antwartschaften. Leipzig 1785—86.

2) Untersuchung des Unterscheides der Sterblichkeit der Männer und der Frauen von gleichem Alter. Göttingisches Magazin der Wissenschaften u. Litteratur, Bd. II, 1781.

graphischen Einzelheiten. Diese Sammlung bearbeitet Kritter auf einem Umwege, indem er — übrigens ganz richtig — die ökonomischen Ergebnisse zweier aus diesen Eheleuten bestehender Witwenkassen berechnet. Kritter hätte aus diesen Zahlen finden können, dass die Sterblichkeit der älteren Frauen wirklich etwas kleiner war als die der Männer, und zwar dass das 45. Jahr einen Wendepunkt bildete. Diese Beobachtungen werden in einem folgenden Kapitel berücksichtigt werden [1]. So einfach jetzt die technische Bearbeitung derartiger Listen scheint, so barg sie doch Schwierigkeiten, welche damals nicht leicht zu überwinden waren. Die für diese Zeit keineswegs überflüssige Frage nach dem Unterschiede der Sterblichkeit der beiden Geschlechter hat Kritter auch in seiner „Sammlung wichtiger Erfahrungen bey den zu Grunde gegangenen Wittwen- und Waisen-Cassen" (1780) erörtert.

Aber solche trockenen Zahlenreihen konnten das Interesse nicht so leicht erwecken wie die damals vielfach behandelte Frage: Wie man ein langes Leben erreichen könne. Diese Kunst, die Makrobiotik hat eine ganze Litteratur hervorgerufen. Mit dieser Frage hat sich z. B. Süssmilch beschäftigt (§ 481 ff.), indem er mehr oder weniger beglaubigte Erzählungen wiedergiebt. Der grosse Naturforscher A. v. Haller behandelt in seiner Physiologie denselben Gegenstand [2]. Erstens wird longaevitas im allgemeinen berührt, später longaevitas hominis teils nach, teils vor der Sintflut; auch hier folgt eine Liste sehr alt verstorbener Personen. Haller versucht, den Ursachen nachzugehen, indem er die regiones longaevae studiert; er empfiehlt eine enthaltsame Lebensweise, auch behauptet er, dass viele Langlebige einer kontemplativen Lebensweise folgten, wie Philosophen und Anachoreten. Die Vererbung spiele gleichfalls hier eine Rolle.

Auch C. W. Hufeland hat sich vielfach mit derselben Frage beschäftigt. Seine berühmte Makrobiotik oder „Die Kunst, das menschliche Leben zu verlängern", erschien in mehreren Auflagen und war sehr verbreitet (1. Ausg. 1796, hier 2. citierte Ausg. 1798). Noch 1860 kam eine 8. Auflage des Buches heraus (besorgt von Dr. Suckow). Wie wenig dieses Buch in statistischer Beziehung ernst zu nehmen ist, zeigt eine „auf Erfahrungen gegründete Tabelle", die auffällig an Graunts Sterbetafel erinnernd, von 100 Geborenen nach 40 Jahren nur 14 Personen am Leben lässt, nach 60 nur 6 (l. c. p. 123). Hufeland ist der Meinung, dass Vegetarianismus am leichtesten zu langem Leben führt; die wärmeren Gegenden des Orients hätten im ganzen eine äusserst geringe Mortalität (l. c. p. 111) „besonders das kindliche Alter leidet daselbst weit weniger, wegen der beständigen gleichförmigen und reinen Temperatur der Luft"; dennoch finde man dort weniger häufig Makrobioten als in den nördlichen Gegenden.

---

1) J. A. Kritters Probe über die Richtigkeit seiner neuesten Berechnungen für die Weimar und Eisenachischen Wittwen-Cassen aus Erfahrungen von 167 und 154 Ehepaaren, welche in den Städten Oldenburg und Delmenhorst vom Jahr 1730 bis 1740 copulirt, und im Jahr 1780 beynahe völlig ausgestorben waren. Gött. Mag., Bd. III, 1782, p. 19 f.; „zweyte Probe" ibd., p. 289 f. Die beiden Tafeln Kritters wurden in Tetens oben angeführtes Werk aufgenommen. Kritter änderte die Tafeln kurz nachher etwas, um einige Witwenkassenerfahrungen zu berücksichtigen (vgl. Brune: Berechnung der Lebensrenten und Anwartschaften. Lemgo 1820).

2) Elementa Physiologiae Corporis Humani. Tom VIII Ed. sec. Lausanne 1778. Liber XXX, Sectio III. §§ XIII ff.

Ungefähr gleichzeitig mit Hufeland lieferte James Easton ein langes Verzeichnis über Makrobioten [1]. Auch der Amerikaner William Barton hat in einer Abhandlung aus 1793 dieselbe Frage berührt [2].

19. Am meisten haben wohl englische Verfasser sich in den letzten Jahrzehnten des 18. Jahrhunderts mit der Sterblichkeitsstatistik beschäftigt. U. a. nimmt die Sterblichkeit an Pocken die Aufmerksamkeit in Anspruch, jener verheerenden Krankheit, welche wenigstens in dieser Periode ausserordentlich viele Opfer dahinraffte; namentlich wurde die Inokulationsfrage lebhaft erörtert. So schrieb ein praktischer Arzt in Chester, John Haygarth ein paar Abhandlungen über diesen Gegenstand [3]; er behauptet, dass in mehreren Städten Englands die Verhältniszahl zwischen Geburten und Pockensterbefällen etwa 6 sei. Ebenso eifrig thätig für die Bekämpfung der Pocken war der Carlisler Arzt John Heysham [4]. Beide haben übrigens interessante Beobachtungen über die Gesundheitsverhältnisse in den Städten, wo sie wirkten, beigebracht. Haygarth bearbeitete die Sterblichkeit in Chester (1774); Heysham beschäftigte sich mit den Verhältnissen in Carlisle und führte viele Jahre hindurch Listen über Geburten, Eheschliessungen, Krankheiten u. s. w. Nicht zufrieden mit einer 1787 vorgenommenen amtlichen Zählung der Bevölkerung unternahm er selbst eine Zählung und konstatierte (wahrscheinlich Anfang 1788) eine um 6 Proz. grössere Volkszahl [5]. Auf Grundlage seiner Aufzeichnungen wurde viele Jahre später die berühmte Carlisle Tafel von Milne berechnet (vgl. unten) [6]. Aikin bearbeitete die Bevölkerungsstastik von Warrington in Lancashire (1773—81). Die beiden Aerzte Bland und Clarke stellten Beobachtungen über Todtgeburten an (Phil. Transact., Vol. 71 u. 76 [1781 u. 1786]). Ueber den Einfluss der Jahreszeiten schrieb u. a. W. Heberden [7]; derselbe suchte den Nachweis zu führen — allerdings auf etwas beschränkter statistischer Grundlage, dass eine Erhöhung der Kälte im Winter besonders den Alten schädlich sei, was durch neuere Beobachtungen bestätigt worden ist. — U. a. beschäftigten sich Haygarth und Heberden mit der Frage betreffend

---

1) Vgl. Health and Longevity as exemplifid in the Lives of Sixhundred and Twenty-three Persons deceased in various Parts of the Globe remarkable for having passed the Age of a Century. New edition. Salisbury 1823 (1. Ausgabe 1799). Dass viele der biographischen Nachrichten über derartige Personen unzuverlässig sind, sucht u. a. Williams Thoms nachzuweisen. The Longevity of Man. London 1879. Auch Büchner (Das Buch vom langen Leben, Leipzig 1892) tritt mehreren dieser Lebensschilderungen zweifelnd gegenüber.

2) Observations on the probabilities of the Duration of Human Life and the progress of Population in the United States of America. Transact. of the American Phil. Soc. Vol. III, 1793.

3) An Inquiry how to prevent the Small-Pox and Proceedings of a Society for promoting general Inoculation at stated Periods and preventing the Natural Small-Pox in Chester. Chester 1784. A Sketch of a Plan to exterminate the Casual Small-Pox from Great-Britain and to introduce General Inoculation. London 1793 (vgl. u. a. 31 u. 138 ff.)

4) Henry Lonsdale: The Life of John Heysham M. D. and his Correspondence with Mr. Joshua Milne relative to the Carlisle Bills of Mortality. London 1870, p. 50 f., p. 111.

5) Lonsdale, l. c. p. 48 f.

6) Dagegen sind keine statistischen Beobachtungen mitgeteilt in Heyshams 1782 erschienener Schrift: An Account of the Jail Fever or Typhus Carcerum as it appeared at Carlisle in the Year 1781. London 1782.

7) Of the Influence of Cold upon the Health of the Inhabitants of London (Phil. Transact. 1796).

Abnahme der Sterblichkeit[1]). Eine populäre Darstellung der Sterblichkeitsverhältnisse gab vom medizinischen Standpunkt W. Black in seiner oben citierten Arbeit.

Amerikanische Beobachtungen wurden von Holyoke und Wigglesworth gesammelt. Die Leistung des ersteren, die Sterblichkeitsstatistik der Stadt Salem 1782–83 ist recht unbedeutend[2]). Inhaltsreicher sind die Arbeiten Wigglesworths, die auch häufiger in der Litteratur erwähnt werden[3]). Er bearbeitete (1789) 4893 Todesfälle von New Hampshire and Massaschusetts und berechnete daraus eine Sterbetafel. Aus seiner Feder rührt eine Untersuchung her über die Sterblichkeit in Ipswich und Hingham[4]) ferner eine Abhandlung über die Mortalitätsverhältnisse in Massachusetts and New Hampshire[5]). In dieser geht er davon aus, dass der Geburtsüberschuss genau gleich der Sterbezahl sei, und nachdem er dann vorerst die Volkszahl auf gewöhnlichem Wege aus den Sterbezahlen in den einzelnen Altersklassen konstruiert hat, sucht er dieselbe unter Berücksichtigung des Geburtsüberschusses zu berichtigen. Leider sind seine Bemerkungen über die Methode sehr knapp und nicht klar, deshalb ist es sehr schwer seine Berechnungen zu rekonstruieren; wie es scheint, würde eine rationelle Methode zu wesentlich anderen Ergebnissen führen; so ist wahrscheinlich die mittlere Lebensdauer im 15. Jahre bedeutend überschätzt.

Die Bevölkerungsstatistik Russlands behandelte William Tooke in einem grossen Werke, wo er vergeblich gegen die Unvollkommenheiten der Beobachtungen ankämpft[6]).

In diesem Reiche war durch einen Ukas von 1726 aus militärischen Gründen eine Unterscheidung der Todesfälle des männlichen Geschlechts nach dem Alter verordnet worden. Kirchenbücher waren seit 1722 eingeführt. Das daraus entstandene übrigens sehr lückenhafte Material wurde von B. F. Hermann und W. L. Krafft behandelt[7]). Ersterer meinte nachweisen zu können, dass eine geringe Mortalität die Knabengeburten den Mädchengeburten gegenüber häufiger mache, Krafft suchte zu beweisen, dass die Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahre nur $\frac{1}{5}$ (früher $\frac{1}{4}$) wäre, das $\frac{1}{2}$ der Einjährigen dass 15. Lebensjahr erlebten, dass aber dann eine (nach modernen Verhältnissen) sehr grosse Mortalität einträte, so dass nur 18 Proz. der 20jährigen 60 Jahre alt würden. Ob aber diese nur auf mangelhaften Verzeichnissen der Todesfälle fussenden Ergebnisse richtig waren, muss dahingestellt bleiben.

---

1) Heberden: Observations on the Increase and Decrease of Different Diseases and particularly of the Plague. London 1801.

2) A Bill of Mortality for the Town of Salem, for the Years 1782 and 1783 (Memoirs of the American Acad. of Art. and Sciences, Vol. I, Boston 1785).

3) J. A. Fowler: History of Insurance in Philadelphia for two Centuries (1683—1882). Philadelphia 1888, p. 630.

4) Observations on the Longevity of the Inhabitants of Ipswich and Hingham (Mem. American Acad. I, 1785.)

5) A Table showing the Probability of the Duration, the Decrement, and the Expectation of Life, in the States of Massachusetts and New Hampshire formed from sixty two Bills of Mortality ... in the Year 1789 (Mem. American Acad. II, Part I, Boston 1793).

6) Viev of the Russian Empire during the Reign of Catharine the Second and to the Close of the present Century I—III. London 1799.

7) Vgl. Nova Acta Academiae Scientiarum Imperialis Petropolitanae. Tom. IV 1786 (St. Petersburg 1789), p. 59 ff., p. 174 ff.

In Frankreich konzentriert sich das statistische Interesse vielleicht am meisten um die Frage nach der Volkszahl. So bei dem abbé Expilly, welcher mehrere geographisch statistische Werke geschrieben hat[1]). Charakteristisch genug für ihn ist es, wenn er meint, das beste Mittel, die Volkszahl kennen zu lernen, sei nicht eine direkte Zählung, die immer kostspielig sein und zu Klagen Veranlassung geben würde, sondern Beobachtungen über Eheschliessungen, Geburten und Todesfälle. Auf derselben Grundlage arbeitet Messance, der namentlich auf die Geburten verweist[2]); er findet z. B. für einen Teil der Bevölkerung der Auvergne, dass die Geburtshäufigkeit $\frac{1}{25}$ ist, und benutzt dann diese Zahl, um aus den Geburten die ganze Volkszahl der Auvergne zu finden[3]). Interessant sind übrigens die Untersuchungen von Messance, betreffend die Teuerungen (Recherches, p. 280 ff.) Er stellt z. B. für Paris Beobachtungen über die Kornpreise eines 20jährigen Zeitraumes mit den absoluten Sterbeziffern der einzelnen Jahre zusammen und weist nach, dass die grössere Anzahl von Sterbefällen auf die 10 Jahre mit den höchsten Preisen fällt, wenngleich dies nicht für jedes solche Jahr zutrifft. Aehnliche Untersuchungen werden von ihm u. a. mit Rücksicht auf die Krankheitsfälle im Hôtel-Dieu zu Paris durchgeführt. Ein Menschenalter später (Jahr IV) suchte übrigens A. Diannyère in einer kleinen Abhandlung[4]) das entgegengesetzte zu beweisen.

Die Berechnung der Sterbetafeln wurde von diesen Schriftstellern nicht gefördert. Messance, und nach ihm Espilly, meint, dass die Sterberegister die einzigen Quellen zur Berechnung der mittleren Lebensdauer seien. Etwas eingehender, aber wesentlich auf derselben Grundlage behandelt Moheau die Frage. Derselbe teilt mehrere Tafeln mit, wie die von Kersseboom, Halley, Wargentin, während Süssmilchs Werk ihm unbekannt war[5]). Aus der Statistik einiger Kirchspiele sucht er zu beweisen — jedoch mit einigem Vorbehalt — dass die mittlere Lebensdauer grösser sei in Gebirgsgegenden als in niedrigen sumpfigen Gegenden. Er beschäftigt sich mit der Frage nach der Sterblichkeit der Armen und Reichen; ohne positive Belege mitzuteilen, glaubt er behaupten zu können, dass der Mittelstand die besten Lebenschancen habe. Ueber die grosse Sterblichkeit der Findelkinder (eine der sozialen Fragen des 18. Jahrhunderts) bringt er interessante Beobachtungen bei.

Von den anderen französischen Statistikern kann noch J. A. Mourgue hervorgehoben werden; derselbe behandelte die Sterblichkeitsstatistik von 1772—92 der Stadt Montpellier, welche 1793 ca. 33000 Bewohner zählte[6]). Die Bevölkerung war allerdings nicht konstant, wenigstens nicht

---

1) Siehe namentlich sein gross angelegtes Werk: Dictionnaire géographique historique et politique des Gaules et de la France I—V. 1762—68, Artikel Population V, p. 787 ff.

2) Recherches sur la population des généralités d'Auvergne, de Lyon, de Rouen, et de quelques provinces et villes du royaume avec des réflexions sur la valeur du bled . . . depuis 1674 jusqu'au an 1764. Paris 1766. Vgl. u. a. p. 5 ff. 1788 veröffentlichte Messance seine Nouvelles recherches sur la population.

3) Vgl. auch betreffend die französische Statistik: Levasseur: La population française I, 1889, p. 56 ff.

4) Preuves arithmétiques de la nécessité d'encourager l'agriculture.

5) Recherches et considérations sur la population de la France, Paris 1778, p. 152 ff.; eine deutsche Uebersetzung mit Anmerkungen von S. H. Ewald erschien 1780; der hier behandelte Abschnitt enthält jedoch keine wesentlichen Bemerkungen des Uebersetzers.

6) Observations sur les naissances, les mariages et les morts qu'il y a eu, parmi

in den letzten Jahren der 21jährigen Periode, dennoch glaubt Mourgue auf den Todesfällen allein fussen zu können; der Geburtsüberschuss werde dadurch aufgehoben, dass viele Kleinkinder ausserhalb der Stadt in Pflege gegeben werden und daselbst sterben; auch nimmt er keine besondere Rücksicht auf den von ihm selbst hervorgehobenen Umstand, dass viele Fremde ihrer Gesundheit halber nach Montpellier reisen (und dadurch die Altersbesetzung verändern). Trotz der Verbesserung, welche Milne[1]) später an der Tafel vorzunehmen suchte, muss deshalb dahingestellt bleiben, ob sie sehr zuverlässig ist. Eigentümlich für Mourgue ist seine Berechnung des Durchschnittsalters beim Tode, falls dieser vor einem gewissen Alter eintritt, statt, wie gewöhnlich, nach Erreichung eines gewissen Altersjahres. Dieser Gedanke scheint übrigens nicht besonders fruchtbar gewesen zu sein und ist auch von Mourgue kaum weiter verfolgt worden.

20. Inbetreff der Theorie sind wohl die Leistungen von R. Price die bekanntesten. Wie p. 45 mitgeteilt, hat er die Sterbestatistik Londons (1759—68), sowie die Northamptonstatistik (1735—70 später 1735—80) bearbeitet. Seine Hypothese betreffend den Einfluss der Einwanderung sucht er durch Beobachtungen über die Sterblichkeit in einer grösseren Schule zu erhärten[2]), auch bemüht er sich, die Wirkung der Wanderungen noch für andere Altersklassen als 18—20 Jahre klarzustellen. Er teilt auch andere Sterblichkeitsbeobachtungen mit; so behandelt er in 4. Ausgabe (1783) Aikins Statistik für Warrington, Haygarths für Chester, und die schwedische Statistik, welche ihm Wargentin handschriftlich zur Verfügung stellte (bis auf 1776 fortgesetzt). Ueberhaupt lässt sich seine Arbeit als fleissig und umsichtsvoll bezeichnen. Ihm gebührt die Ehre, Halleys Methode völlig verstanden zu haben, wie er auch gesehen hat, dass die Sterblichkeit Breslaus 1687—91 ungemein günstig war (3. Ausgabe, p. 186, p. 244 f.). Sich gewagter Hypothesen zu bedienen, war natürlich eine grosse Versuchung für alle Statistiker jener Zeit. Wie man jetzt in der Verbrauchs- oder Einkommenstatistik nur allzu oft darauf angewiesen ist, Hypothesen aufzustellen, wenn man überhaupt zu einem Resultat gelangen will, so war es in jener Zeit notwendig, sich ähnlich in der Sterblichkeitsstatistik zu helfen, und es ist nicht unwahrscheinlich, dass diese Hypothesen oft Verbesserungen bezeichnet haben. Jedenfalls hat Prices Northampton-Tafel sich weit verbreiteter Anwendung zu Lebensversicherungszwecken erfreut, was allerdings namentlich dem Umstande zuzuschreiben ist, dass die Sterblichkeit unter den Versicherten thatsächlich bedeutend kleiner war, als nach dieser Tafel. Unklarheiten und Fehler des Gedankens lassen sich in Prices Arbeiten nachweisen, so rücksichtlich seiner Methode, die Wargentinschen Tafeln für Männer und Frauen zusammenfassen (später von Milne berichtigt[3]), aber diese Fehlgriffe können seine Verdienste nicht schmälern[4]).

---

les habitans de Montpellier, pendant vingt-une années consécutives, de 1772 à 1792 inclusivement, et calculs qui en résultent sur les probabilités de la vie (Mém présentés à l'institut des sciences. Sc. math. et phys. Tom. I. Paris an XIV [1805]; die Abhandlung wurde schon 1795 gelesen).

1) Milne, A Treatise on the Valuation of Annuities and Assurances 1815, p. 543 ff.

2) On Reversionary Payments, 3. Ausgabe, p. 254—5.

3) Milne, l. c. p. 54.

4) Das Urteil in meiner Theorie der Statistik, 1890, p. 266 f., muss demgemäss modifiziert werden; ich hatte damals nicht Gelegenheit gehabt, die Arbeiten Prices genau zu prüfen.

Gegen Schluss des Jahrhunderts tauchten Pläne auf, durch welche der Statistik neue Aufgaben gestellt wurden. Die soziale Not in England zeitigte dann und wann Vorschläge zur Besserung der Lage der arbeitenden Klassen. Schon 1773 war Price mit den Berechnungen für den Plan einer Altersversorgung der arbeitenden Klassen beschäftigt, welcher, im Unterhaus mit recht grosser Majorität angenommen, nachher an dem Widerstande des Oberhauses scheiterte. Der Plan kam eigentlich nur darauf hinaus, den Kauf von Leibrenten zu erleichtern, und seine Verwirklichung würde wohl kaum eine grössere Bedeutung gewonnen haben[1]. Im Jahre 1789 wurde ein neuer Plan, betreffend Kranken- und Altersversorgung eingebracht, scheiterte aber wiederum im House of Lords. Für diesen Plan stellte Price verschiedene Berechnungen an auf Grund einer Hypothese über die Häufigkeit der Erkrankung nach dem Alter. Er glaubte festgestellt zu haben, dass in jedem Augenblick $\frac{1}{48}$ von den Mitgliedern der Hülfskassen unter 32 Jahre von Krankheit oder Unfall betroffen sei (eine noch heute nicht sehr fehlgreifende Annahme). Zwischen 32 und 42 sollte die Krankenziffer $\frac{1}{4}$, von 43 bis 51 um $\frac{1}{2}$, von 52 bis 58 um $\frac{3}{4}$ grösser sein, und von 59 bis 64 das Doppelte betragen. Diese Skala wurde durch die entsprechende Abnahme der Lebensdauer motiviert; eine Person, welche 60 Jahre alt ist, habe nur die halbe Wahrscheinlichkeit, eine gegebene Zeit zu leben als eine Person von 32 Jahren und sei folglich doppelt so stark den Ursachen ausgesetzt, welche Krankheit und Tod hervorrufen[2]. Dies ist wohl der erste Versuch einer Krankheitsberechnung. Wie früher Graaf, de Witt oder de Moivre Formeln betreffend die Sterblichkeit aufstellten, so geschah dies jetzt für die Krankheitsfrequenz. Im ganzen war wohl die Skala nicht übel gewählt; doch scheint die Anzahl der Krankheitstage in der Regel nicht so geschwind wie die Sterblichkeit zuzunehmen.

21. Von Autoren, welche die Lebensversicherung behandelten, nenne ich den oben erwähnten Fr. Maseres und Will Morgan (The Doctrine of Annuities and Assurances 1779). Eine tüchtige Leistung ist von dem Holländer Gallas geliefert worden, der, ohne dass er neue Tafeln mitteilte, die mathematischen Probleme recht gut beherrscht (Kortbundige en stelkundige verhandeling over den aart der lyfrenten, tontinen, weduven-beursen en andere negotiatien, Amsterdam 1775). Beachtung verdient auch Tetens[3]. Er hat zu den Sterblichkeitstafeln selbst nichts wesentliches beigetragen, sondern begnügt sich meist damit, ohne grosse Kritik zu üben, mehrere damals bekannte Sterbetafeln mitzuteilen. Er empfiehlt Prices schwedische Tafel als eine für das ganze nördliche Europa brauchbare Tabelle, Süssmilchs Tafel soll „wenigstens in Norderdeutschland" zu Grunde gelegt werden können, Prices Northampton-Tafel für das ganze England anwendbar sein. Tetens scheint der erste gewesen zu sein, der die jetzt

---

1) Francis Maseres: The Principles of the Doctrine of Life Annuities, London 1783, p. IV, 34 f. und Appendix.

2) Nach der Northampton-Tafel ist die wahrscheinliche Lebensdauer für eine 30jährige Person 28 Jahre, für eine 60jährige 13. Die Wahrscheinlichkeit, vor einem Jahre zu sterben $1\frac{3}{4}$ bezw. 4 Proz., vor dem Ablaufe eines 10jährigen Zeitraums 0,17 bezw. 0,40. Besser stimmen Simpsons und Prices Londoner Tafeln, wie auch Moivres Formel. Es war Prices Wunsch, diese seine Untersuchungen zu veröffentlichen; dies geschah jedoch erst durch den Herausgeber der letzten Ausgaben seines Werkes nach seinem Tode. Vgl. W. Morgans Ausgabe 1812, Bd. II, p. 473 ff.

3) Einleitung zur Berechnung der Leibrenten u. Antwartschaften. Leipzig 1785—86.

gebräuchliche Berechnung der Leibrenten mit Hülfe der diskontierten Zahlen der Lebenden und der Summen dieser Zahlen gebraucht hat[1]). Wer mit den älteren bezüglichen Rechnungsarten vertraut ist, weiss, dass hiermit ein wahres Ei des Kolumbus gefunden worden war.

Der berühmte deutsche Mathematiker J. H. Lambert (1728—77) hat einen ernsten Versuch gemacht, die Gesetze der Sterblichkeit mathematisch darzustellen[2]). Die Formel entspricht übrigens nicht der faktischen Bewegung, wenigstens nicht in den ersten Kindesjahren, für welche die Abnahme der Sterbenswahrscheinlichkeit zu langsam ist. Noch bedeutender war eine Leistung von Daniel Bernoulli (1700—82). Derselbe unterzog die damals brennende Frage über die Wirkung einer Inokulation gegen Pocken auf die Sterblichkeit einer tiefgehenden Untersuchung[3]). Die faktische Grundlage war allerdings dürftig, und Bernoulli wurde selbst irregeführt, indem er Halleys Tafel so auffasste, als wenn sie mit 1000 im Alter 1 Jahr anfinge, und dann willkürlich die Geburtszahl, welche den Ausgangspunkt bilden sollte, auf 1300 erhöhte. Auch wurde er schon, ehe seine Abhandlung gedruckt war, leidenschaftlich von dem grossen französischen Mathematiker d'Alembert angegriffen, welcher verschiedene Motive gegen Inokulation anführte aber bei seinen theoretischen Erörterungen nur bewies, dass er nicht weit genug in die Frage eingedrungen war[4]). Bernoullis theoretische Untersuchung ist nämlich vollständig richtig. Mit grosser Klarheit benutzt er die sogenannte kontinuierliche Methode, indem er voraussetzt, dass alle Zahlen sich ohne Sprünge mit unendlich kleinen Differenzen in unendlich kleinen Zeitintervallen bewegten, und dadurch die Anwendung der Differenzial- und Integralrechnung ermöglicht, was wiederum eine bedeutende Vereinfachung der Aufgaben bezeichnete.

Leider wurde diese geniale Arbeit wenig beachtet. Die meisten von denen, welche sich für statistische Untersuchungen interessierten, haben wohl kaum mathematische Einsicht genug gehabt, um die Methode genügend würdigen zu können, und so scheint dieselbe ohne Einwirkung auf die folgende Entwickelung gewesen zu sein, bis die kontinuierliche Methode im folgenden Jahrhundert endlich von vielen Versicherungsmathematikern aufgenommen wurde.

22. Dieses war der Stand der Mortalitätsstatistik am Schluss des 18. Jahrhunderts. Vieles war gewonnen, noch mehr aber fehlte, nur wenige hatten ein wirkliches Verständnis für die Aufgaben; die meisten raisonnierten wie Süssmilch ganz naiv ohne mathematische Schärfe, und der eine schrieb kritiklos nach dem anderen ab. Allmählich vergass man dann auch oft die Grundlage der abgeschriebenen Tafeln und umgab sie mit einem nicht immer verdienten Nimbus.

Gegen Ende des Jahrhunderts kamen auch Gedanken zur Geltung, die in gewissen Beziehungen für die Entwickelung der Statistik verhängnisvoll

1) In unserer jetzigen Zeichensprache D_x und N_x, l. c. p. 88 f. Vgl. auch einen Artikel von Fr. Hendriks in Ass. Magazine 1851 und Farr English Life Table 1864, p. CXX f.

2) 1776; vgl. Moser, Gesetze der Lebensdauer. Berlin 1839, p. 276 f.

3) Essai d'une nouvelle analyse de la mortalité causée par la petite vérole, et les avantages de l'inoculation pour la prévenir (Histoire de l'acad. royale des sciences, année 1760 avec les mémoires de mathematique et de physique pour la même année. Paris 1766).

4) Diese Arbeit wurde 1760 in der Akademie gelesen und erschien 1761 in seinen Opuscules Mathématiques.

werden sollten. Es ist dies die pessimistische Bevölkerungslehre, welche schon von J. Steuart 1767 ausgesprochen wurde in seinem tiefsinnigen, aber wenig bekannten Werke „Inquiry into the Principles of Political Oeconomy“, und welche Malthus durch seinen berühmten Essay on the Principle of Population (1798) einzubürgern wusste (zweite sehr erweiterte Ausgabe 1803). Diese Lehre führt zu der Auffassung, dass unter Voraussetzung eines gegebenen ökonomischen Zustandes die Sterblichkeit im grossen ganzen konstant sei; man könnte sie als eine Art Quantitätstheorie bezeichnen, und nur zu leicht urteilte sie auch über praktische Fragen ab, so in der Behauptung, dass die Kuhpockenimpfung nur Menschen von einer Krankkeit zu retten vermöge, indem sie zum Ersatze andere Krankheiten um so verheerender mache. Die Spuren dieser Auffassung in der folgenden Zeit sind unverkennbar.

So stand das Horoskop für das 19. Jahrhundert streng genommen ungünstig und die Entwickelung in den ersten Jahrzehnten entsprach dem auch, mit einzelnen glänzenden Ausnahmen, wie im nächsten Abschnitt nachgewiesen werden soll. Nur wenige richtig berechnete Sterbetafeln waren bekannt (wie die von Wargentin, Kersseboom und Déparcieux). Die Wirkung der Profession auf die Sterblichkeit war eine terra incognita, inbetreff vieler Fragen herrschten irrige oder unbewiesene Ansichten.

Im allgemeinen kannte man den Verlauf der Sterblichkeit nach dem Alter, aber für die vielen anderen Ursachen, welche einen Einfluss üben können, hatte man nur wenig Verständnis.

Drittes Kapitel.

Die moderne Statistik.

1. Drei Perioden können in der Geschichte der Statistik des 19. Jahrhunderts unterschieden werden. Die ersten drei Jahrzehnte zeigen eine überaus dürftige Entwickelung der statistischen Beobachtung. Die Fortschrittte fallen fast ausschliesslich auf das theoretische Gebiet, nicht zum wenigsten auf die Wahrscheinlichkeitsrechnung. Aber die geistreichen Leistungen eines Laplace oder Fourier werden nicht Gemeingut; nur wenige mathematisch geschulte Männer haben sich diese Arbeiten aneignen können, weshalb dieselben im ganzen für die Statistik fruchtlos blieben.

Die nächste Periode bilden die dreissiger Jahre und die folgenden Dezennien. Sie ist durch eine mächtige Entwickelung der offiziellen Statistik bezeichnet. In vielen Ländern werden statistische Kommissionen oder Bureaux ins Leben gerufen, die sich ganz natürlich in erster Reihe mit der Bevölkerungsstatistik beschäftigen. Das Dogma von der grossartigen Regelmässigkeit in allen socialen Erscheinungen wird aufgestellt, und statistische Forschungen werden mit grosser Begeisterung getrieben, die u. a. in Quetelets Arbeiten einen typischen Ausdruck findet. Verschiedene positive Fortschritte werden gemacht, aber im ganzen hat man ein grösseres Interesse für die ganz allgemeinen statistischen Beobachtungen als für Spezialuntersuchungen, und wo solche erscheinen, haben sie oft ein dilettantenhaftes Gepräge; die Verfasser zeichnen sich mehr durch Eifer und Begeisterung als durch logisches Denken und mathematische Schärfe aus. Von einem Zusammenarbeiten der Theoretiker und Praktiker ist kaum die Rede.

In den letzten Dezennien des Jahrhunderts fangen endlich die Statistiker an aus den Fortschritten der mathematischen Theorie Nutzen zu ziehen; und aus dieser Kooperation der Theorie und der Praxis entsteht eine realistische Richtung, welche eine riesige Masse von Beobachtungen anhäuft und auch teilweise bearbeitet. Durch die Bemühungen englischer Statistiker, denen sich später Statistiker anderer Länder anschliessen, wird u. a. die Berufssterblichkeit rationeller entwickelt, als dies früher der Fall sein konnte.

Das hier entworfene Bild der Entwickelung kann nur ein ganz skizzenhaftes sein; und ich werde auch nicht versuchen, in der nachstehenden Entwickelung jener Einteilung streng zu folgen. Es ist selbstverständlich unmöglich, die Perioden so scharf zu scheiden, wie ich es hier gethan habe; in dem einen Lande vollzog sich die Entwickelung früher, in dem anderen später, und in allen drei Perioden finden sich

Autoren, die in keiner Weise mit den Theoretikern zusammen arbeiten wollen oder können. Dennoch wird es nicht nutzlos sein, sich das hier angedeutete verschiedene Gepräge der drei Perioden gegenwärtig zu halten.

2. Was in Frankreich am Anfang des 19. Jahrhunderts geleistet wurde, liegt zumeist auf dem Felde der Theorie. Allerdings interessierte sich die Regierung für Statistik, und L. I. P. Balliol unternahm es, 1802 eine Zeitschrift: Annales de Statistique herauszugeben, welche jedoch bald wieder einging. Aber die statistischen Erhebungen hatten viele Schwierigkeiten zu überwinden, und die Zeitschrift enthält denn auch nur wenig Statistik im engeren Sinne. Sie beschäftigt sich mehr mit Agrikultur, mit topographischen Beschreibungen u. s. w., als mit Untersuchungen eigentlich statistischer Art. Selbst wo unser Gegenstand berührt wird, ist oft die Behandlung eine mehr philosophisch raisonnierende, als dass sie auf Zahlenbeobachtungen ausginge. So die kleine aus dem Englischen übersetzte Abhandlung von John Sinclair: Essai sur la longévité (Heft III 1802, vgl. auch Heft XI 1803) und die von dieser hervorgerufenen Gedanken von Fr. Preux: Pensées sur la longévité (Heft VI 1802); die späteren Hefte der Zeitschrift enthalten jedoch einige statistische Beobachtungen, z. B. Tafeln über die Bewegung der Bevölkerung 1801 (Heft XXII 1803); aber weitergehende Schlüsse werden hieraus nicht gezogen.

Was auf dem theoretischen Gebiete ein Laplace geleistet hat, gehört meist der Geschichte der Wahrscheinlichkeitsrechnung an und kommt allen Gebieten der Statistik zu gute[1]), gerade so wie die Arbeiten der übrigen Mathematiker, welche die Entwicklung der Wahrscheinlichkeitsrechnung gefördert haben. Aber auch theoretische Arbeiten spezieller Natur kamen im ersten Drittteil des Jahrhunderts zu Tage.

Eine der interessantesten Leistungen dieser Art ist eine Arbeit von E. E. Duvillard (1755—1832), deren Schicksal den Charakter der betreffenden Periode kennzeichnet. Es ist eine Untersuchung über die Wirkung der Pocken auf die Sterblichkeit, eine Fortsetzung von Bernoullis oben erwähnter Arbeit[2]). Während Männer wie Lagrange, Legendre und Laplace ihm für eine andere Arbeit ohne Vorbehalt ihre Anerkennung zollen (vergl. Analyse p. 205 f.), und während seine Untersuchung über die Blatternsterblichkeit oft genug erwähnt wird, ist der eigentliche Gegenstand derselben fast unbekannt geblieben, nur die als rechnerische Unterlage benutzte Sterbetafel, welcher er selbst keine selbständige Bedeutung beimass, wurde nicht selten abgedruckt oder citiert.

Die Tafel ist unter der Voraussetzung einer stationären Bevölkerung berechnet (l. c. p. 122 f. u. p. 157). Er hat dies mit vollem Bewusstsein gethan, weil es ihm nur darum zu thun war, eine Vorstellung von dem Einfluss der Blatternsterblichkeit auf eine Bevölkerung zu gewinnen, und dies geschah am leichtesten, wenn von Ein- und Auswanderung sowie vom Geburtsüberschuss abgesehen werden durfte. Uebrigens ist er der Meinung, dass diese auf 101 500 Sterbefällen fussende Tafel die Verhältnisse in Frankreich vor der Revolution recht gut ausdrückte.

Duvillard stellt nun eine Reihe von Beobachtungen über die Erkrankungen und Sterblichkeit an Pocken zusammen und vereinigt die Zahlen

1) Vgl. u. a. meine Theorie der Statistik, p. 272.

2) Analyse et tableaux de l'influence de la petite vérole sur la mortalité à chacque age et de celle qu'un préservatif tel que la vaccine peut avoir sur la population et la longévité. Paris 1806. Die Arbeit scheint nicht in den Buchhandel gekommen zu sein.

für Genf, den Haag und Berlin, um einen passenden Ausdruck für die Verheerungen jener Seuche zu erhalten. Wie Bernoulli benutzt er die kontinuierliche Methode; da aber seine Voraussetzungen komplizierter sind, sind auch die Formeln weniger einfach. Seine Analyse ist durchweg vollständig richtig. Es wird die vorausgesetzte Bevölkerung in verschiedene Gruppen zerlegt, in solche, die den Hypothesen gemäss nie von Pocken befallen werden, solche, die an Pocken sterben werden, und solche, welche die Pocken überstehen und nachher an anderen Krankheiten sterben; für jede dieser Klassen berechnet er das durchschnittliche Alter beim Tode[1]) und schliesslich stellt er fest, wie sich die Bevölkerung aufbauen würde, wenn jene Todesursache ganz beseitigt werden könnte. Er berechnet unter anderem, was ein schlagendes Zeugnis von der damaligen grossen Bedeutung dieser Seuche abgiebt, dass unter 100 30jährigen Personen kaum 3 nie die Pocken gehabt hatten; dass $\frac{2}{3}$ aller Neugeborenen früher oder später davon würden ergriffen werden; die Blatternsterblichkeit sei im Alter von 1 Jahr $\frac{1}{3}$ der Befallenen, im Alter von 10 Jahren sei sie auf 3% gesunken, um dann wiederum in den folgenden Altersjahren zuzunehmen. Falls die Blatternsterblichkeit ganz beseitigt werden könnte, würde die mittlere Lebensdauer eines Neugeborenen um $3\frac{1}{2}$ Jahre zunehmen.

3. Zu diesen Berechnungen stellt sich nun die im vorigen Kapitel erwähnte nationalökonomische Bevölkerungstheorie in schroffen Gegensatz. Malthus führt die oben zitierte Untersuchung von Heberden (Observations . . . 1801) an[2]), in welcher dieser sich unfähig erklärt, die Ursachen verschiedener Verschiebungen der Todesursachen anzugeben. Nach Malthus ist die Hauptursache des Fortschrittes einiger Krankheiten einfach in der siegreichen Bekämpfung anderer Krankheiten zu suchen; wenn man die einen Krankheiten ausrottet, werden andere um so gefährlicher. Die Natur greift immer die Schwächsten an: falls diese durch den menschlichen Erfindungsgeist widerstandsfähig werden, kommen die nächst Schwächsten an die Reihe u. s. w. Früher hätten, behauptet Malthus, Krieg und Pest eine viel grössere Sterblichkeit verursacht, zu seiner Zeit wären sie aber von den Pocken abgelöst worden. Das Vorherrschen dieser Todesursache war nach seiner Auffassung ein Beispiel der Verschiebung in den Todesursachen, und nach ihm würde, falls die Kuhpockenimpfung die Blattern ausrotten sollte, die Sterblichkeit an anderen Krankheiten zunehmen. Diese Auffassung teilt u. a. der französische Nationalökonom J. B. Say; wenn der Tod eine Pforte geschlossen findet, öffne er zum Ersatz eine andere. Die Kunst des Arztes rette die einen, um andere zum Tode zu verurteilen. Er citiert zustimmend eine Untersuchung von einem englischen Arzte Watt, welcher auf Grundlage der Sterbelisten Manchesters für 1783—1813 allerdings eine Abnahme der Blatternsterblichkeit gefunden hatte, aber gleichzeitig behauptete, die übrigen Krankheiten wären desto schlimmer geworden[3]).

Eine ähnliche Sprache führt Quetelet, welcher ein Menschenalter hindurch die Statistik gewissermassen beherrschte. Als er 1835 seine bisherigen Untersuchungen in dem bekannten Werk „Sur l'homme" zusammenfasste, sprach er schon denselben Gedanken aus; er pflichtet Villermé

1) Es wird keine Verwechselung hervorrufen, wenn Duvillard hierfür selbst die Bezeichnung vie moyenne gebraucht.

2) An Essay on the Principle of Population. 3. Ausg. 1806, II, p. 361 ff.

3) Cours complet d'économie politique pratique. 2. Ausg. 1840, I, p. 156 f.

bei (dessen Arbeiten später Erwähnung finden sollen), welcher davor warnt, zu glauben, dass die früher durch die Blattern veranlassten Verluste an Leben nunmehr erspart würden, denn die Wahrscheinlichkeit, an anderen Krankheiten zu sterben, nehme zu, wenn die Blatternsterblichkeit abnehme. Nur dadurch könne die medizinische Wissenschaft der Menschheit nutzen, dass sie die Leiden der Kranken lindere[1]). In seinem nächsten soziologischen Hauptwerke (Du système social, 1848) vertritt er dieselbe Anschauung, die Aerzte könnten nur sehr wenig zu einer Verminderung der Todesfälle beitragen, ihre Mission sei nur die Linderung der Schmerzen (l. c. 191 f.), und als er 1869 seine zweite Ausgabe „Sur l'homme" veranstaltet (unter dem Titel „Physique sociale"), wiederholt er einfach Villermés Theorie (I, p. 394 f.). Das in seinem hohen Alter erschienene Werk: Antropométrie (1870) ist offenbar von demselben Gedanken beherrscht. Nur äusserst gering seien die Veränderungen im Sterblichkeitsgesetze (p. 380 f.). Die mittlere Lebensdauer der alten Griechen und Römer sei auffallend verschieden von der in unserem Zeitalter beobachteten gewesen[2]).

Der deutsche Medizinalstatistiker Casper beschäftigt sich auch viel mit derselben Frage. Er bekämpft allerdings die oft wiederholte Behauptung, „dass seit der Verbreitung der Vaccine und der Vertilgung der natürlichen Blattern eine Menge andrer Kinderkrankheiten tödtlicher geworden" sei[3]), aber 10 Jahre später wagt er doch zu behaupten, „den entschiedensten Einfluss auf Sterblichkeit und Lebensdauer in einer Bevölkerung hat das Verhältnis der Zeugungen in derselben, das mit jenem der Sterblichkeit immer gleichen Schritt hält . . Die Ehen sind der Regulator des Todes"[4]). Die Wirkungen der Fortschritte der Arzneikunst, der hygienischen Verbesserungen, würden also nach dieser Theorie gegenüber der Wirkung der Ehefrequenz verschwinden. Seine Beweise sind sehr dürftig; er zieht nur die summarischen Sterblichkeitsquotienten in Rechnung, ohne zu beachten, dass, bei vielen Geburten, auch viele Kleinkinder sterben und so eine Erhöhung der Fruchtbarkeit eine ebensolche der Sterblichkeit ganz naturgemäss mit sich führt, ohne dass dies an und für sich eine Verschlechterung des Zustandes bedeutet. Den Kern von Wahrheit in seiner Behauptung werde ich übrigens in einem späteren Kapitel beleuchten.

Einige Jahre später gab der französische Statistiker P. A. Dufau einen Traité de Statistique heraus (Paris 1840). Er erkannte, dass die Sterblichkeit in Frankreich abgenommen hatte, fand aber, wie Casper, die Ursache in der Abnahme der Geburten (l. c. p. 226).

John Finlaison (vergl. u.), der mit wirklicher Autorität sprechen konnte, meint in seinem Berichte von 1829, dass, wenngleich die Sterblichkeit in den reiferen Jahren merklich abgenommen habe, die Sterblichkeit der Kinder wesentlich unverändert geblieben sei, und drückt einen Zweifel aus, ob nicht die Skropheln und andere Krankheiten den Platz eingenommen hätten, den die Pocken hätten räumen müssen.

---

1) Sur l'homme et le développement de ses facultés. Ausg. 1836, I, p. 263.

2) Allerdings ist der Beweis nur schwach; er stellt 60 berühmte Persönlichkeiten aus allen Zeitepochen zusammen, mit Angabe ihres Alters beim Tode; dass 5 dieser Personen 35—40 Jahre alt starben, ist ihm ein Beweis, dass dieses Alter besonders verhängnisvoll ist.

3) Beiträge zur medicinischen Statistik. Berlin 1825, p. 192.

4) Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen. Berlin 1835, p. 216.

Diese den Bevölkerungstheorien entlehnte Auffassung gab nun insofern der Entwicklung der Statistik einen Spielraum, als man ja doch innerhalb einer ganzen Bevölkerung Verschiedenheiten anerkannte, ja diese sogar dadurch vergrössert erscheinen mussten, dass gemäss der Theorie ein Fortschritt in der Behandlung einer Krankheit, der den Wohlhabenden zugute kam, die Sterblichkeit der Armen vermehren sollte. Dennoch war die Zeit für Spezialuntersuchungen noch nicht gekommen. Das Auge war ganz natürlich mehr für die allgemeinen Sterblichkeitsgesetze geöffnet als für Abweichungen davon; man wurde leicht dazu verleitet, diesen Sterblichkeitsgesetzen den Charakter von Naturgesetzen beizulegen.

4. Weit mehr bekannt als Duvillards Arbeit wurde das früher citierte Werk, welches J. Milne 1815 herausgab: A Treatise on the Valuation of Annuities and Assurances on Lives and Survivorships. In der Geschichte der Mortalitätsstatistik nimmt diese Arbeit eine hervorragende Stellung ein. Milne hat nicht nur eine für seine Zeit verdienstvolle mathematische Ausführung über Leibrenten und Lebensversicherung und besonders über die das 18. Jahrhundert so sehr beschäftigende Frage der Leibrenten auf zwei oder mehrere Leben gegeben, sondern auch eine im Ganzen klare Darstellung der Berechnung der Sterbetafeln und der Korrekturen, welche wegen Veränderungen in der Volkszahl vorzunehmen sind (vergl. Art. 143 ff., speziell Art. 184—92 und die später viel benutzte Formel Art. 177). Er hat allerdings bei weitem nicht die Feinheit der Analyse, wie D. Bernoulli oder Duvillard, und ein Mangel ist es auch, dass er sich gar nicht mit der Unsicherheit der Berechnungen wegen „zufälliger" Fehler befasst, aber dieses Versäumnis teilte er mit seinen Zeitgenossen und mit vielen hervorragenden Statistikern des folgenden Menschenalters, nicht am wenigsten in England. Für die Geschichte der Mortalitätsstatistik liegt das Hauptinteresse seines Werkes vor allem darin, dass er in umsichtsvoller Weise die wichtigsten statistischen Ergebnisse seiner Zeit behandelt. Sehr zu statten kam ihm in dieser Beziehung die schwedische Statistik, welche auch Price, wie oben bemerkt, zur Verfügung gestanden hatte. Der schwedische Astronom H. Nicander (1744—1815), seit 1790 Sekretär der Tabellenkommission, hatte in mehreren Arbeiten die Untersuchungen Wargentins fortgesetzt und auf einem Punkte seine Methode verbessert. Wargentin hatte, um z. B. die Sterbetafel 1758—60 zu berechnen, die Volkszahl von 1760, nicht einen Durchschnitt für die drei Jahre benutzt; infolgedessen war die Sterblichkeit nach Wargentin ein wenig zu klein; diesen Mangel beseitigte Nicander, indem er eine durchschnittliche Volkszahl für die ganze Beobachtungsperiode benutzte[1]).

Milne sucht den Zusammenhang zwischen den Kornpreisen und den Bewegungen der Bevölkerung festzustellen und gelangt zu demselben Ergebnisse, wie viele Jahre früher Messance, dass eine Zunahme der Lebensmittel, wenn auch nicht ohne Ausnahme, die Sterblichkeit vermindert, und umgekehrt, und weist die grossen Verheerungen in Schweden durch Teuerungen nach. Er interessiert sich sehr für die Frage nach der Wirkung der Vaccination und bearbeitet, zum Teil dieser Frage wegen, die ihm vorliegenden Beobachtungen betreffend die Sterblichkeit

1) Vgl. u. a.: Kongl. Svenska Vetenskaps Academiens Handlingar 1801: Om de Lefvandes förhållende till hvarandra och till de Döda, i alle Åldrar, samt den sannolika för dem åsterstående Lifstiden; und: Om Sjukdomarnes Härjande; samt in den Verhandlungen 1805: Födde och Döde i Sverige og Finland aren 1796 . . . och 1803.

in England. Er untersucht die Verteilung der Todesursachen und die Sterblichkeit nach Jahreszeiten; er behandelt den Unterschied in der Sterblichkeit der beiden Geschlechter. Ausser der schwedischen Statistik beschäftigt er sich vielfach mit Déparcieux, Duvillard und Mourgue.

Das Hauptverdienst Milnes ist vielleicht in seiner Carlisle-Tafel zu suchen. Diese Tafel fusste auf Heyshams 1797 veröffentlichten Beobachtungen. Diese Grundlage besteht in den beiden Volkszählungen Januar 1780 und Dezember 1787, sowie in den Todesfällen 1779—87 (Gesamtzahl für die 9 Jahre 1840). Das Material war also sehr geringen Umfanges, und die Zuverlässigkeit daher nicht gross. Immerhin ist aber hier die Berechnung eine weit sicherere, als bei den nur auf Todesfällen fussenden Sterbetafeln. Milne hat eine weitläufige Korrespondenz mit Heysham geführt, um das Material so genau und homogen wie möglich zu machen und dieser Briefwechsel zeugt vorteilhaft für Milnes Umsicht und Gewissenhaftigkeit[1]). Milne entwickelt, wie man aus derartigen Beobachtungen eine Sterbetafel ableiten kann. Seine Methode hat später vielfache Anwendung gefunden, (ohne dass wahrscheinlich seine Nachfolger in der Regel sein Werk gekannt haben), bis man in der neuesten Zeit sich in einzelnen Ländern nicht mehr mit dieser Approximation begnügen will und daher etwas feinere Methoden aufzustellen sucht. Um die Zahlen nach kleineren Intervallen zu zerlegen, empfiehlt er (Art. 180) eine graphische Interpolation, die viel zu wünschen lässt. Vermutlich hat er dieselbe teilweise selbst zur Bearbeitung der Carlisle-Beobachtungen verwendet. Die Volkszahl war nämlich nur in 5- bezw. 10jährige, die Todesfälle dagegen im Kindesalter in recht viele Altersklassen geteilt. Seine Carlisle-Tafel hat 1jährige Intervalle (im ersten Lebensjahre monatliche oder dreimonatliche). Uebrigens ist die Abstufung eine sehr unvollkommene; so ist die Sterblichkeit vom 3. Monat des Lebens bis zum 12. zunehmend, um nachher wieder abzunehmen; wenn man die Urzahlen mit der Tafel vergleicht, wird man sehen, dass die Dekremente von der Geburt bis zum 5. Lebensjahr proportional den Todesfällen nach Heyshams Beobachtungen sind: er hat also die Zahlen so bearbeitet, als ob die Bevölkerung in dieser Altersstrecke stationär gewesen wäre, was freilich nicht der Fall war. Und zwischen dem 3. und 12. Monat hat er die etwas springenden Zahlen ausgleichen wollen, und dadurch ist die oben angedeutete, weniger gute Abstufung entstanden[2]). Die gefundene Kindersterblichkeit ist für das erste Lebensjahr etwas kleiner, als man bei Berücksichtigung der Geburten finden würde.

J. Milne hat Beiträge zum Supplement to the Fourth Fifth and Sixth Editions of the Encyclopaedia Britannica (Edinburgh 1824) geliefert[3]); sie bezeichnen jedenfalls einen Fortschritt dem Artikel: Mortality in der 5. Ausgabe (1817) gegenüber.

5. Ungefähr gleichzeitig mit Milne gab der verdiente Astronom Fr. Baily (1774—1844) ein Werk über das mathematische Versicherungs-

---

1) Vgl. Henry Lonsdale: The Life of John Heysham. M. D. and his Correspondance with Mr. Joshua Milne relative to the Carlisle Bills of Mortality. London 1870.

2) Die Zahlen der Todesfälle waren für die einzelnen Trimester 72, 51 und 71; daraus müsste er 284, bezw. 201 und 280 erhalten, hat aber die Zahlen in 256, 255 und 254 abgeändert.

3) Annuities, Bills of Mortality, und: Human Law of Mortality.

wesen heraus[1]). Gegenüber Milnes etwas schwerfälligem Formelapparat hebt sich die Darstellung Bailys vorteilhaft ab. Baily hat das mathematische Zeichensystem erheblich verbessert.

Einige Jahre später veröffentlichte Prices Freund Morgan (der eine lange Reihe von Jahren in der Equitable Society wirkte) eine neue Ausgabe seiner 1779 herausgegebenen Arbeit (vergl. oben p. 62)[2]); sie enthält keine Beobachtungen, die nicht bereits anderswo zu finden waren. 1825 erschien dagegen eine Arbeit von Griffith Davies, welche der Oeffentlichkeit einige von Morgan gemachte Erfahrungen übergab[3]). Die Sterblichkeit der Versicherten war zwischen 10 und 30 Jahren nur die Hälfte von der Sterblichkeit der Northampton-Tafel, zwischen 30 und 50 verhielten sich die Sterblichkeitsquotienten wie 3:5, zwischen 50 und 60 wie 5:7 und zwischen 60 und 80 wie 4:5. Kein Wunder, dass die Gesellschaft diese Tafel für Lebensversicherungen mit Vorteil verwenden konnte. Morgans Ergebnisse verwertete der verdiente Mathematiker Babbage, um eine neue Sterbetafel herzustellen[4]). Die von Morgan angegebenen Verhältniszahlen zwischen der erfahrungsmässigen und der vorausgesetzten Sterblichkeit dienten als Anhaltpunkte für die Aenderung der Northampton-Tafel; die Abstufung auf die einzelnen Altersjahre erfolgte mit Hülfe der Carlisle-Table und Déparcieux's Tafel der Tontinenmitglieder. Die so hergestellte Tafel hat für die deutsche Lebensversicherung eine grosse Bedeutung gewonnen, indem sie mit einer Erhöhung für die höheren Altersklassen der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha (Betriebseröffnung 1. Januar 1829) als Grundlage der Prämienberechnung gedient hat[5]).

Auch ausserhalb Englands wurden theoretische Arbeiten geliefert. So in Dänemark ein nach Tetens' Vorbild ausgearbeitetes Werk von J. H. Meyer[6]), welches jedoch keine neuen Beobachtungen enthielt, wenngleich der Verfasser sich über die Mängel der meisten bisher erschienenen Tafeln klar war. 1820 veröffentlichte Brune seine Berechnung der Lebensrenten und Anwartschaften, worin er eine Kritik verschiedener bis dahin bekannt gewordener Tafeln gab. Dagegen ist ein 1811 erschienenes Buch von Wilh. Butte, welches seinem Titel nach diesem Gebiete angehören könnte, ohne Bedeutung für die Statistik; es ist nur eine wunderliche philosophierende Abhandlung[7]).

---

1) The Doctrine of Life Annuities and Assurances 1810, eine neue Ausgabe erschien schon 1813; 1836 veröffentlichte A de Courcy eine französische Ausgabe, und das Werk erlebte noch im Jahre 1864 eine englische von Filipowski besorgte Ausgabe.

2) The Principles and Doctrine of Assurances Annuities on Lives and Contingent Reversions. London 1821.

3) Tables of Life Contingencies containing the Rate of Mortality among the Members of the Equitable Society . . London 1825.

4) Ch. Babbage: A Comparative View of the Various Institutions for the Assurances of Lives. London 1826.

5) A. Emminghaus: Geschichte der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha. Weimar 1877, p. 86 f. Eine Kritik der Tafel zu Versicherungszwecken wurde von B. Schmerler geliefert. (Die Sterblichkeitstafel von Babbage. Assekuranz-Jahrbuch XVI, 1895).

6) Allgemeine Anleitung zur Berechnung der Leibrenten und Anwartschaften. Kopenhagen 1823.

7) Grundlinien der Arithmetik des menschlichen Lebens (Landshut, französisch unter dem Titel: Prolégomènes de l'arithmétique de la vie humaine).

Als eine hervorragende Leistung dürften sich die Arbeiten des berühmten französischen Physikers Fourier (1768—1830) bezeichnen lassen[1]. U. a. schrieb Fourier anonym[2]) über die Bewegung der Bevölkerung, wobei er den Versuch machte, eine Theorie des Bevölkerungswechsels aufzustellen. Er fasste dabei nicht nur die Geburten und Todesfälle ins Auge, sondern auch den Einfluss der Ein- und Auswanderung. Hauptsächlich behandelte er eine Bevölkerung, welche trotz dieser Bewegungen stationär blieb; doch tritt auch der Gedanke, die nicht stationäre Bevölkerung einer Behandlung zu unterwerfen, bei ihm hervor. Leider haben die schwer zugänglichen Arbeiten Fouriers die wissenschaftliche Entwicklung der Statistik nur wenig fördern können; sie blieben zumeist unbeachtet.

6. Zeigte diese Periode so einige Fortschritte in der theoretischen Behandlung der statistischen Fragen, so waren die auf Beobachtungen abzielenden Arbeiten grösstenteils äusserst dürftig. Wurden Sterbelisten veröffentlicht, so begnügte man sich wesentlich mit den Todesfällen, wie z. B. Gubler, welcher 1824 eine kleine Abhandlung über die Verhältnisse in Chur herausgab, worin einige Zahlen über die Sterblichkeit 1723 bis 1823 zu finden sind[3]).

Das statistische Gefühl gegenüber den mannigfachen sozialen Erscheinungen war damals noch so wenig entwickelt, dass in der Litteratur sich die sonderbarsten Behauptungen breit machten. So die kolossale Uebertreibung eines Theodor Schmalz (eines der letzten Anhänger des Physiokratismus), dass unter 400 unehelich Geborenen 399 vor der Mannbarkeit sterben werden[4]), oder die Ausführungen eines Hufeland in seiner kleinen Abhandlung über die Geschichte der Gesundheit[5]). Letzterer unterscheidet drei Perioden der physischen Geschichte der Menschheit. In der ersten Periode, der Vorwelt, herrschen einfache Sitten, keine oder geringe Mortalität des Kindes, ein „später und natürlicher Tod“ der Erwachsenen kennzeichnet diese Periode. In der zweiten Periode (der alten Welt) herrschen schon viele Krankkeiten, doch von einfacherem Charakter, mehr fieberhaft als langwierig; allmählich werden die Zustände schlimmer, und in der dritten Periode, der neuen Welt, herrscht eine Menge schädlicher Momente. Die Neuzeit kennzeichnet sich nach Hufeland durch eine grössere Kindersterblichkeit; der dritte Teil aller Geborenen stirbt in den ersten zwei Lebensjahren; dies war früher nicht der Fall und ist offenbar Folge der verfeinerten, verdorbenen, mehr zu Krämpfen geneigten Organisation, der verkehrten Behandlung, ganz besonders aber der immer mehr zunehmenden ausserehelichen Entstehung der Kinder. Die Neuzeit hat mehr Kränklichkeit als früher, mehr langwierige, schleichende als hitzige entscheidende Krankheiten, mehr Krankheiten der Schwäche als der Stärke; daher weniger bestimmte Zeiten, Perioden und Krisen wie sonst. Ein jeder, der mit den Ergebnissen der Statistik vertraut ist,

---

1) Es ist das Verdienst G. F. Knapps, auf Fouriers Bedeutung aufmerksam gemacht zu haben (Theorie des Bevölkerungs-Wechsels 1874, p. 78 ff.).

2) Recherches statistiques sur la Ville de Paris et le Département de la Seine. Année 1821.

3) Beiträge zu einer medicinischen Topographie von Chur der Hauptstadt von Graubündten. Tübingen 1824.

4) Handbuch der Staatswirthschaft. Berlin 1808, p. 156.

5) Geschichte der Gesundheit nebst einer physischen Charakteristik des jetzigen Zeitalters. 2. Ausgabe, Berlin 1813.

wird kaum in diesen Seufzern mehr als die seit den ältesten Zeiten immer wiederkehrende Verherrlichung des Vergangenen erblicken.

7. Einige verdienstvolle statistische Untersuchungen können jedoch erwähnt werden. Auf Initiative von Oliphant wurden 1820 in Schottland von einer Gesellschaft (The Highland Society) Prämien für gute Berichte von Krankenkassen, über die Altersverteilung der Mitglieder und die bezüglichen Erkrankungen ausgesetzt. Mehr als 70 Kassen sandten Berichte ein und über das so gesammelte Material wurde von Oliphant im Jahre 1824 ein Bericht erstattet; die Prämienberechnungen wurden von J. Lyon vorgenommen[1]). Die Beobachtungsperioden dieser Friendly Societies sind verschieden, eine einzige geht bis auf 1751 zurück, die meisten hingegen fangen erst nach 1800 an. Die Tafeln geben Auskunft über die Abhängigkeit der Krankenfrequenz von dem Alter sowohl in der Stadt wie auf dem Lande. Ferner sucht Oliphant ausfindig zu machen, wie viele der Krankheitswochen auf bettlägerige und nichtbettlägerige Kranke fallen, und wie gross der Anteil der chronischen Krankheiten ist; auch sucht er festzustellen, wieviele Krankheitswochen auf die ersten 3 Monate, auf das 2. und 3. Vierteljahr, oder über diese Grenze hinaus fallen. Ferner enthält der Bericht einige interessante Beobachtungen, welche auf einer Zählung der Bevölkerung in einer Gemeinde von Pertshire mit 743 männlichen Personen von über 15 Jahren beruhen, von welchen etwa 5 Proz. weggelassen wurden, weil körperlich oder geistig so schwach, dass sie kaum in eine Krankenkasse hätten aufgenommen werden können. Das Ergebnis der einjährigen Beobachtung (1. Mai 1820 bis 1. Mai 1821) war eine etwas grössere Kränklichkeit als bei den Krankenkassen. Zum Schluss macht der Bericht einen übrigens nicht gelungenen Versuch, die Wirkung der Beschäftigung zu konstatieren; teils steht entgegen, dass viele Krankenkassen, eine jede mit ihren besonderen Bestimmungen, einzelne Gewerbe repräsentieren, teils ist das Material nicht übersichtlich behandelt und geordnet. In allen übrigen Beziehungen darf man aber diese Arbeit als eine durchaus gelungene bezeichnen.

Kurz nachher wurden diese Beobachtungen durch eine Krankheitsstatistik betreffend die Londoner Arbeiter der East India Company ergänzt. Auch hier wurde die Wirkung des Alters auf die Dauer der Krankheit ersichtlich: im ganzen hatten diese Londoner Arbeiter weniger Krankentage als die schottischen[2]). Ein Mitglied der Kommission, welcher diese Auskünfte zur Verfügung gestellt wurden, Chadwick, suchte auch nachzuweisen, dass die Diät in den Gefängnissen einen erheblichen Einfluss auf den Gesundheitszustand übe, und zwar, dass die Kränklichkeit mit der Quantität der Lebensmittel steige, welche den Gefangenen gereicht würde, was zu beweisen ihm allerdings nicht gelungen ist.

Eine zweite verdienstvolle Arbeit rührt von John Finlaison her und ist ein offizieller Bericht über die bei den Staats-Leibrenten gewonnenen Erfahrungen[3]). Den bekanntesten Teil dieses Berichts bilden zwei

1) Report on Friendly or Benefit Societies exhibiting the Law of Sickness as deduced from Returns by Friendly Societies in different Parts of Scotland. Drawn up by a Committee of the Highland Society of Scotland. Edinburgh 1824.

2) Vgl. die anonyme Arbeit: An Essay on the Means of Insurance against the Casualties of Sickness, Decrepitude and Mortality: comprising an Article reprinted from the Westminister-Review for April 1828 with additional Notes and Corrections. London 1836.

3) Life Annuities. Report of John Finlaison, Actuary of the National Debt, on the Evidence and Elementary Facts on which the Tables of Life Annuities are founded (1829).

Tafeln (für Männer und Frauen), welche schon 1823 fertig waren und für Berechnung staatlicher Leibrenten autorisiert wurden; sie haben auch anderswo praktische Verwendung gefunden, z. B. bei der dänischen Staatsanstalt für Lebensversicherung. Diese Sterbetafeln fussen auf Erfahrungen von drei Irish Tontines (1773—78), „the Great English Tontine" (1789) und Leibrenten von „the Sinking Fund" vom Jahre 1808; sämtliche Beobachtungsreihen wurden bis Ende 1822 hinaufgeführt; sie wurden von Finlaison mittels einer einfachen mechanischen Berechnung ausgeglichen. Aber ausserdem hat Finlaison auch Beobachtungsreihen betreffend die Tontine von 1693 (King Williams Tontine) und einige andere Tontinen (namentlich 1745—57) herangezogen, sowie er auch die einzelnen Elemente der beiden genannten Tafeln zerlegt hat. Dadurch erhielt er ein interessantes Material zum Studium der ehemaligen Sterblichkeit. Finlaison giebt in diesem Berichte eine sehr klare Darstellung der technischen Bearbeitung der Beobachtungen und der Berechnung der Personenanzahl, welche dem Tode ausgesetzt gewesen ist. Endlich bringt er interessante Beobachtungen über die Kränklichkeit unter den Mitgliedern einer Londoner Krankenkasse. Weniger treffend sind seine Bemerkungen über den Einfluss der Armut auf die Sterblichkeit. Auf indirektem Wege meint er ableiten zu dürfen, dass die Sterblichkeit der Armen wenigstens nicht geringer ist als die der Wohlhabenden (doch spricht er hier scheinbar nur von den Erwachsenen).

8. Diese Arbeiten stehen bereits an der Schwelle einer äusserst fruchtbaren Zeit, welche eine Fülle hervorragender Erscheinungen auf unserem Gebiete zeitigte, wenngleich die früheren Perioden vielleicht grössere Denker besassen, als dieser Zeit zur Verfügung stehen. Die dreissiger Jahre zeichnen sich aus durch ein kolossales Aufblühen der offiziellen Statistik und ein in weiten Kreisen sich regendes Interesse für statistische Wahrnehmungen. Schon 1826 wurde in Holland—Belgien eine offizielle Statistik eingerichtet, welche nach der Trennung der beiden Länder für Belgien fortbestand und eine bedeutende Thätigkeit entfaltete. In Oesterreich wurde 1828 ein statistisches Bureau gegründet, Frankreich erhielt im Jahre 1834 ein bureau de statistique. Nicht von der geringsten Bedeutung war die 1836 erfolgte Gründung einer englischen Bevölkerungsstatistik. Offizielle statistische Publikationen fangen an, die Welt zu überschwemmen, ohne jedoch den embarras de richesse zu schaffen, welcher die jetzige Zeit auf dem Gebiete der Statistik in so hohem Grade kennzeichnet. Mit grossem Eifer warf sich das Publikum auf die Zahlen, um die neu erschlossenen Gebiete des menschlichen Wissens schleunigst zu bearbeiten. Ringsum wurden statistische Vereine gegründet. Paris erhielt einen solchen 1829, Manchester 1833, London 1834, Bristol 1836, Liverpool 1837, und die 1821 gegründete Belfast Natural History Society beschloss 1837, eine statistische Sektion zu bilden, welche 1838 eine selbständige Ulster Statistical Society wurde[1]). Die 1831 gegründete British Association erhielt 1833 auf Babbages Anregung eine statistische Sektion. Die meisten dieser oder anderer Neubildungen haben allerdings keine grössere Bedeutung gehabt, in der Regel wohl auch kein langes Leben, aber dies gilt weder der Gesellschaft in Paris, noch von der Lon-

1) Vgl. Journal of the Royal Statistical Society I, 1839, p. 48 f.: Der Bericht verspricht spätere Mitteilungen betreffend statistische Gesellschaften für Glasgow, Glasgow and Clydesdale, Birmingham, Leeds und einige andere, die im Entstehn begriffen waren.

doner Society, welche letztere namentlich einen wirksamen Einfluss auf die Entwicklung der Statistik geübt hat, besonders durch die von 1838 an regelmässig erscheinende Zeitschrift.

Die Begeisterung für Statistik ergriff auch die Aerzte; die medizinische englische Zeitschrift The Lancet brachte mehrere statistische Beiträge, und dasselbe gilt von der 1829 gegründeten französischen hygienischen Zeitschrift (Annales d'Hygiène Publique et de Médicine Légale). Auch auf Seiten der Versicherung begann es sich zu regen, mehrere Untersuchungen über die Sterblichkeitserfahrungen wurden veröffentlicht. Gleichzeitig — wenn auch in geringerem Masse — erschienen theoretische Untersuchungen. Die Statistik war in Mode gekommen; einige trieben die Begeisterung so weit, die Statistik für die Königin aller Wissenschaften zu erklären.

Leider entsprachen die Fortschritte nicht der Begeisterung. Der Statistik stand allerdings ein ganzes Heer zur Verfügung, das im Sturmschritt vorzurücken wünschte, aber dieses Heer war ungeordnet und ohne Disziplin. Einige versahen sich zwar mit all den Waffen, welche bisher erfunden waren, andere begnügten sich aber mit der unvollkommenen Ausrüstung der alten Zeit, ohne sich mit den neuen Waffen zu versehen und mit ihnen vertraut zu machen. Viele Statistiker dieser Periode glaubten noch Methoden verwenden zu können, welche dem 18. Jahrhundert angehörten und damals wegen der grossen Unvollkommenheit der statistischen Beobachtungen eine relative Berechtigung hatten. Die meisten arbeiteten ohne Verbindung mit ihren Zeitgenossen. So ergab sich ein Strom von sich oft widersprechenden Arbeiten, deren Ergebnisse bisweilen richtig waren, öfter aber in übertriebener, oder ganz irriger Weise die Sachlage darstellten.

In diesem Gedränge wird es unmöglich sein, auch nur annäherungsweise die ganze Litteratur zu beherrschen; doch glaube ich, in der folgenden geschichtlichen Darstellung die wichtigsten Namen nennen zu können, einiger anderer wird später Erwähnung geschehen, wenn der von ihnen behandelte Gegenstand beleuchtet werden wird.

Wünscht man einen raschen Ueberblick über den Entwicklungsgang der Statistik in dieser Periode zu gewinnen, so nehme man die Bändereihe der beiden Zeitschriften: The Journal of the Royal Statistical Society of London und Annales d'Hygiène Publique zur Hand. Einzelne Autoren haben eine stattliche Menge von Beiträgen geliefert, wie W. A. Guy in England, Villermé in Frankreich, die beide für ihre statistische Schriftstellerei ein gewisses Ansehen genossen, wenngleich ihre wissenschaftlichen Verdienste faktisch sehr gering sind. Ein Hauptgegenstsnd der Zeitschriften, namentlich der englischen, ist die Sterblichkeit nach Beruf, und es ist wohlthuend, zu sehen, mit welchem Eifer die englischen statistischen Gesellschaften in dieser Sturm- und Drang-Periode der Arbeiterbewegung sich um Erkenntnis der sozialen Missstände bemühten. So malt 1841 Daniel Griffin mit grellen Farben im Journal of the Statistical Society die Notlage in Limerick, ohne dass sein Versuch gelungen ist, die Kinder-Sterblichkeit durch direkte Befragung der einzelnen Familien statistisch zu beleuchten, und ein Arzt in Manchester, Noble, sucht (1842) die Wirkung des Fabriksystems auf die Gesundheit festzustellen; im Gegensatz zu Sadler und anderen gelangt er übrigens zu dem Schluss — freilich auf sehr unvollkommener Grundlage und mit unvollkommenen Methoden —, dass das Fabriksystem verhältnis-

mässig die Gesundheit nicht sehr untergraben könne. Seine Betrachtungen werden 1843 in einer in statistischer Beziehung schwachen Arbeit fortgesetzt[1]). In dieser bestätigt er allerdings einige von Hawkins gemachte Beobachtungen, nach welchen Kinder und junge Menschen in den Fabriken häufiger krank waren als die unbeschäftigten, glaubt aber, dies mehr dem Einfluss des Stadtlebens als dem der Fabriken zuschreiben zu sollen.

9. Der obengenannte Guy trachtet auf mehreren Wegen den Einfluss der Profession zu bestimmen. Bald untersucht er die out-patients im Kings College Hospital, z. B. in Bezug auf die relative Häufigkeit der Lungenschwindsucht; bald bearbeitet er die Todesursachen für London, speziell mit Rücksicht auf jene Krankheit. Oder er unterwirft die Altersverteilung der Patienten einer Bearbeitung[2]), oder zählt die Todesfälle in einer Profession für die einzelnen Altersklassen, oder die entsprechenden Anzahlen der Lebenden[3]). Von dem Einfluss der Wanderungen auf den Altersaufbau der einzelnen Berufs- und Bevölkerungsklassen hat er nur eine schwache Vorstellung, und er gelangt sehr leicht zu allerlei Resultaten. Ein Hauptergebnis seiner Untersuchungen dürfte dieses sein, dass die Lebensdauer der höheren Klassen der Gesellschaft kürzer sei als die der Bevölkerung Englands, und speziell kürzer als diejenige solcher Arbeiter, die Mitglieder der freiwilligen Hülfsvereine seien (the provident members of the labouring class[4]).

Einige Jahre später kam Escherich in einer viel citierten Arbeit[5]) durch statistische Behandlung einer Anzahl bayerischer Beamten, also durch eine der von Guy empfohlenen Methoden, zu einem Resultat, welches ganz gut mit obigem übereinstimmt, dass nämlich alle gelehrten Stände eine grössere Sterblichkeit hätten als die allgemeine Bevölkerung. Die Erklärung sucht er im „Vorbereitungsmodus“, denn „je länger dauernd, anstrengender und einschränkender die Vorbereitungen zum Dienst sind, desto kürzer die Lebensdauer nachher“ (l. c. p. 49).

In einer anderen Abhandlung[6]) stellt Guy eine entsprechende Reihe auf: die mittlere Lebensdauer in den höheren Klassen der Gesellschaft nach dem Range; für Peerage und Baronetage findet er im dreissigjährigen Alter eine mittlere Lebensdauer gleich 30,9 Jahre, für „Gentry“ 31,2, und für liberale Berufsarten 33,9, welche Zahlen er mit denen Neisons für Landarbeiter (Mitglieder von Krankenkassen) vergleicht (40,6 Jahre); in den Liverpool Friendly Societies fand Neison dagegen 30,1. Dass Neison seine Zahlen auf ganz anderen Wegen fand, dass desen Berechnungen rationell waren, während er selbst faktisch nur mit dem durchschnittlichen Alter beim Tode operierte, hat Guy gar nicht eingesehen; er raisonniert dann, wie Escherich, um die sonderbaren Ergebnisse zu

1) Facts and Observations relative to the Influence of Manufactures upon Health and Life. London 1843.

2) Contributions to a Knowledge of the Influence of Employments upon Health. Vol. VI, 1843. Further Contributions etc. Vol.VI, 1843. A third Contribution etc. Vol. VII, 1844.

3) Vgl. z. B.: On the Duration of Life among the Families of the Peerage and Baronetage of the United Kingdom. Vol. VIII, 1845 and: On the Health of Nightmen, Scavengers and Dustmen. Vol. XI, 1848.

4) On the Duration of Life in the Members of the Several Professions. Vol. IX, 1846.

5) Hygienisch-statistische Studien über die Lebensdauer in verschiedenen Ständen auf dem Grund von 15 730 nach den Geburtsjahren registrirten, gleichzeitig lebenden öffentlichen Beamten des Königreichs Bayern, nach dem Status 1852. Würzburg 1854.

6) On the Duration of Life among the English Gentry. Vol. IX, 1846.

erklären. Er sucht in der gezwungenen Enthaltsamkeit der armen Arbeiter und in ihren körperlichen Anstrengungen den Hauptgrund ihrer vermeintlichen Gesundheit; auch Enthaltsamkeit und geistige Anstrengung wirkten günstig, wie dies sich bei der Geistlichkeit zeige; sowohl die Geistlichen wie die Landarbeiter lebten lange, aber letztere ständen auf dem Höhepunkt der Leiter, mit einem weiten Abstand von jeder anderen Gesellschaftsklasse. Wie es mit diesen Ergebnissen im Lichte der heutigen Statistik steht, soll weiter unten näher erläutert werden. Vergleichen wir aber seine Ergebnisse mit denen, welche andere Statistiker jener Zeitperiode gefunden zu haben glaubten, so wird man durchgängig nur eine geringe Uebereinstimmung finden. Der amerikanische Statistiker Edward Jarvis meint (1845) beweisen zu können, dass „Farmers" durchschnittlich 46 Jahre erreichten, Kaufleute 33, „labourers" nur 27 [1]). Der oben erwähnte deutsche Statistiker J. L. Casper giebt sich viele Mühe zu beweisen, dass „auf jeder Stufe des Lebens . . die Sterblichkeit unter Armen" grösser sei „als unter Wohlhabenden" [2]).

Er sucht aus Verzeichnissen über verstorbene Mitglieder fürstlicher und gräflicher Familien und aus ähnlichen Beobachtungen betreffend „Berliner Stadtarme" zu beweisen, dass die mittlere Lebensdauer der letzteren 18 Jahre kürzer ist als die der ersteren, und fügt hinzu, dass „man erstaunt, wenn man hier sieht, wie viel eine glückliche äussere Stellung, wie sie Ehre, Macht und jeden Lebensgenuss gewährt, auch für die eigentliche Verlängerung des Lebens vermag" (l. c. p. 185—6). So auch die mit Casper zeitgenössischen französischen Statistiker Villermé und Châteauneuf [3]); letzterer vergleicht wie Casper die höchsten Stände mit den armen Bevölkerungsschichten in Paris und findet einen ungeheuren Unterschied zu Gunsten der Reichen. Villermé sucht den Wohlstand nach der Steuer der einzelnen Stadtviertel zu bemessen und kommt zu einem ähnlichen Ergebnisse.

Uebrigens lässt sich leicht erkennen, dass keine dieser Methoden zuverlässig ist. Chateauneuf behandelt die Statistik der Armen ganz wie Casper (wie er die höheren Stände untersucht hat, ist nicht leicht zu erkennen), und wenn Villermé die einzelnen Stadtviertel betrachtet, hat er keine Verteilung nach dem Alter zur Verfügung; deshalb werden seine Ergebnisse schon aus dem Grunde unsicher, weil eine Ueberzahl von Kindern in einem Stadtviertel eine grosse Anzahl von Sterbefällen herbeiführt, ohne dass dies auf einen ungünstigen hygienischen Zustand zu deuten braucht. Noch im Jahre 1853 citiert Villermé [4]) eine Untersuchung für Mulhouse (1823—34), nach welcher „la vie probable" auf Grundlage der Todesfälle für die Klasse der Fabrikanten, Kaufleute u. s. w. 28 Jahre war, für die der Weber dagegen nur 1 Jahr 5 Monate; ohne bedeutende Fehler der Methode und der Beobachtungen ist eine solche Differenz kaum denkbar.

---

1) Notice of some Vital Statistics of the United States by Mr. Edward Jarvis, Abstracted by Thos. Laycock. Journ. Stat. Soc. IX, 1846.

2) Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen. Berlin 1835, p. 215 f.

3) Benoiston de Châteauneuf: De la durée de la vie chez le riche et chez le pauvre. Annales d'Hygiène, Tom. III 1830 und in demselben Bande: L. R. Villermé: De la mortalité dans les divers quartiers de la ville de Paris . .

4) Considérations sur les tables de mortalité. (Journal des Économistes, Bd. 37, 1853).

Allerdings sprach Guy nur von Mitgliedern der Hülfskassen, also dem sparsamen und enthaltsamen Teil der Bevölkerung, nicht von der Bevölkerung im allgemeinen, und hier bestand also eine noch unausgefüllte Lücke derartiger Untersuchungen, aber trotzdem standen sich zwei verschiedene Auffassungen gegenüber, und die Statistiker selbst wussten in der Regel nicht, die Verschiedenheit der Grundlage zu beurteilen.

Waren die Ergebnisse Guy's rücksichtlich dieser Frage höchst unklar, so auch in Betreff der Sterblichkeit bei den „liberalen" Berufsarten. So fand er 1857 auf gewöhnlichem Wege, dass Aerzte länger lebten als Geistliche, was nicht nur den meisten übrigen Untersuchungen dieser Periode, wie Casper's u. a. widerspricht, sondern auch durch neue Untersuchungen vielfach entkräftet wird[1]).

Auch über die Schwankungen der Sterblichkeit von Jahrhundert zu Jahrhundert glaubt Guy ein gewichtvolles Wort gesprochen zu haben. Er untersucht z. B. das Durchschnittsalter der nach 21 Jahren gestorbeden männlichen Mitglieder der Pair- und Baronetfamilien, und findet, dass die im 15. und 16. Jahrhundert Geborenen mehrere Jahre länger lebten als diejenigen des Zeitraums 1700—1745. Bis zum heutigen Tage hat man kein wirklich brauchbares Material entdeckt, um die Sterblichkeit im 15. Jahrhundert zu beurteilen, und nur vereinzelte Thatsachen für die folgende Zeit. Den Einfluss eines künstlichen oder natürlichen Zuwachses in diesen Klassen zu untersuchen, ist ihm gar nicht in den Sinn gekommen.

Von Arbeiten über die Berufssterblicheit dürfte übrigens eine der bekanntesten die von Thackrah sein[2]). Diese Arbeit enthält nur wenig Statistik; sie könnte an die von Ramazzini erinnern. Auf 124 Seiten schildert er eine Reihe von Berufen oft mit guten Bemerkungen betreffend Lebensweise und andere auf die Gesundheit einwirkende Momente. Er bedauert die damalige lange Arbeitszeit, z. B. in der Flachsindustrie, und schildert den Gesundheitszustand in mehreren Gewerbezweigen mit trüben Farben. Leider verstand er kaum die ihm zu Gebote stehenden Zahlen zu verwerten. So bemerkt er von den Messinggiessern, dass sie einen sehr schweren Beruf haben: „Wir fanden nicht einen Messinggiesser älter als 40 Jahre; doch haben wir später Unterricht bekommen von 2 Messinggiessern in der Nachbarschaft, welche 60 und 70 Jahre alt waren und dieser Beschäftigung seit den Knabenjahren folgten (l. c. p. 54 f.)."

Noch schwächer in statistischer Beziehung ist R. R. Madden[3]). Er stellt Gruppen von berühmten Männern zusammen, wie Dichtern, Musikern, Philosophen u. s. w., zwanzig in jeder Gruppe, und vergleicht dann das Durchschnittsalter beim Tode. So findet er ein buntes Gewirr von Zahlen, welches ihm Stoff genug giebt, um zwei Bände voll zu schreiben. Die verschiedenen gelehrten Stände werden von Casper behandelt (Wahrscheinliche Lebensdauer), ohne dass es ihm gelingt, etwas Zuverlässiges zustande zu bringen, da er, wie üblich, nur mit dem Durchschnittsalter beim Tode operiert. In Frankreich bearbeitet Châteauneuf auf ähnliche Weise Beobachtungen über die Sterblichkeit der Mitglieder der

---

1) On the Duration of Life among Lawyers . . Journal Stat. Soc. XX, 1857.

2) C. Turner Thackrah: The Effects of the Principal Arts Trades and Professions . . on Health and Longevity. London 1831.

3) The Infirmities of Genius Illustrated by referring the Anomalies in the Literary Character to the Habits and Contitutional Peculiarities of Men of Genius, I—II. London 1833.

Akademie[1]); seine Abhandlung hat aber den grossen Vorzug, dass er alle nötigen Einzelheiten mitteilt, aus welchen eine rationelle Sterbetafel berechnet werden kann (was in einem späteren Kapitel geschehen soll).

10. Zu der herrschenden Verwirrung mit Rücksicht auf die Berufssterblichkeit trug in hohem Masse H. C. Lombard bei[2]). Er verteilt u. a. 8488 in Genf über 16 Jahre alt Verstorbene nach Beruf, und berechnet das durchschnittliche Alter beim Tode; im Ganzen erhält er 55 Jahre. Unter den Berufen treten die Studierenden auf mit nur 20 Jahren, was wohl nicht Wunder nehmen wird. Mit grosser Kühnheit versucht er weitgehende Schlüsse mit Rücksicht auf den Einfluss von Armut und Wohlstand, Staubinhalation u. s. w. zu ziehn, und er gelangt z. B. zu dem Schluss, dass Armut unter sonst gleichen Umständen das Leben um 7,5 Jahre verkürzte. Ihm folgten mehrere spätere Schriftsteller, so 1855 W. C. de Neufville mit einer Untersuchung für Frankfurt a/M.[3]) über 22 Berufe. Die damals soeben erschienene Arbeit Escherich's veranlasst ihn zu der Behauptung, dass beide Methoden, aus den gleichzeitig Lebenden Schlüsse zu ziehen und auf den Todesfällen zu fussen, ihre Vorzüge und ihre Nachteile haben mögen, dass er aber hoffe, die beiden Methoden würden sich gegenseitig ergänzen; er erklärt sich jedoch seines Teils „entschieden" für den von ihm eingeschlagenen Weg. Einige Jahre später (1862) erschien noch auf ganz ähnlicher Grundlage eine Untersuchung für Lübeck von H. Lübstorff, herausgegeben vom ärztlichen Vereine dieser Stadt[4]).

Wie unsicher die Ergebnisse dieser Untersuchungen sind, zeigt schon die ungeheure Differenz zwischen den einzelnen Werten des Durchschnittsalters. So wenn Lübstorff als Maximum 66½ Jahre hat (Nachtwächter), als Minimum 36,3 (Steinhauer), wenn bei de Neufville die Zahlen sich zwischen 66 und 41 Jahre bewegen, oder wenn Lombard für Lackierer 44 Jahre, für Magistratspersonen 69 Jahre findet. Eine so ungeheure Differenz ist nach allen neueren Erfahrungen kaum denkbar. Ferner zeigt sich die Unzuverlässigkeit deutlich in den ausserordentlich abweichenden Ergebnissen, zu welchen die verschiedenen Schriftsteller gelangen. Lombard fand für Schuhmacher, Schneider und Buchdrucker fast dasselbe Durchschnittsalter (ca. 54 Jahre). Nach de Neufville gilt dieses noch für Schuster und Buchdrucker (allerdings ist das Alter nur 47 Jahre); aber die Schuster haben eine erheblich kürzere „Lebensdauer". Nach Lübstorff endlich haben die Buchdrucker durchschnittlich nur 38 Jahre erreicht, die Schuster ca. 53, und die Schneider 50½. Dass viele Zahlenergebnisse auf zu wenigen Beobachtungen beruhten, ist selbstverständlich auch von Einfluss auf diese Unebenheiten, hauptsächlich aber doch der Umstand, dass die Statistiker gegenüber dieser Frage nur einer ganz rohen Empirie folgten.

Ebenso wertlos waren die von Fuchs (1835) und Cless (1841) gemachten Versuche, die Hospitalstatistik zu benutzen[5]). Fuchs's

1) De la durée de la vie chez les savans et les gens de lettres. Annales d'Hygiène Publique, XXV, 1841.

2) De l'influence des professions sur la phthisie pulmonaire. Annales d'Hygiène, XI, 1834 und De l'influence des professions sur la durée de la vie, XV, 1835.

3) Lebensdauer und Todesursachen zweiundzwanzig verschiedener Stände und Gewerbe. Frankfurt a. M. 1855.

4) Beiträge zur Kenntniss des öffentlichen Gesundheitszustandes der Stadt Lübeck. Lübeck 1862.

5) Fuchs: Ueber den Einfluss der verschiedenen Gewerbe auf den Gesundheits-

Arbeit, auf welche Cless sich im Grossen Ganzen stützt, ist, so zu sagen, eine Fortsetzung einer von Adelmann 1803 herausgegebenen Abhandlung: „Ueber die Krankheiten der Künstler und Handwerker“ während aber Adelmann die Anzahl der Gesunden nicht kannte, geht Fuchs darauf aus, die Zahl der Handwerker zu finden, aus welchen die Krankheiten und Todesfälle hervorgegangen sind. Aus den Jahresbeiträgen der Mitglieder 1818—34 schliesst er auf die Mitgliederzahl des Instituts für denselben Zeitraum. Nachher berechnet er aus der relativen Kränklichkeit (Sterblichkeit) 1818—34 und der Gesamtzahl der Beobachtungen für 1786—1834 die Anzahl der Lebenden in dieser Periode. Auf diese Weise setzt man für die ältere Periode ganz dieselbe relative Erkrankungshäufigkeit voraus wie für die jüngere, was ohne weiteres natürlich nicht zulässig ist.

Die Mängel der Methode liegen auf der Hand. Vor allem, dass — wie er selbst eingesteht — viele „Gewerbsleute häufiger als andere ihre Krankheiten ausserhalb des Hospitals abwarteten, was natürlich ihre Morbilitäts- und Mortalitätsverhältnisse verrückt“ (l. c. p. 392). Fuchs meint selbst, dass diese Fehlerquelle besonders die Wohlhabenden trifft. Dessen ungeachtet trägt er kein Bedenken, aus den Zahlen zu schliessen, dass die Morbilität und Sterblichkeit mit dem Einkommen im umgekehrten Verhältnisse steht. Zweitens hat er die Altersbesetzung der Mitglieder nicht berücksichtigen können; freilich glaubt er annehmen zu dürfen, dass die Hauptmasse 15—35 Jahre alt sei, also in einer Periode des Lebens mit einigermassen stabilen Sterblichkeitsverhältnissen stehe, doch wird dieser Umstand nicht genügen, um das Material vollständig homogen zu machen. Ein Mangel ist es auch, dass man nur die Krankheitsfälle, nicht die Krankentage kennt. Dass er oft mit ausserordentlich kleinen Zahlen operiert, macht die Verwirrung vollständig. Man lese seine klassische Betrachtung p. 413:

„Die 22 Meister, welche noch 1803 mit zahlreichen Gesellen den Haarputz der Bewohner Würzburgs in Ordnung hielten, sind auf 8 herabgesunken, die zusammen nur 5 Gesellen nähren, und das Gewerbe, welches Adelmann noch als gesund und immer heiteren Sinnes pries, hat seine Heiterkeit verloren und nimmt, seiner Sterblichkeit nach, eine der ersten Stellen unter den ungesunden Handwerken ein.“ Die Anzahl der Sterbefälle in diesem Gewerbe betrug im Ganzen nur 6 (sechs). Alles war — wie auch bei Cless — ein verwirrter Haufe von Prozentberechnungen, aus welchen keine zuverlässigen Schlüsse zu ziehen waren. Ohne jedes Verdienst war jedoch die Untersuchung Fuchs's nicht. Er macht einen ernsten Versuch, die „Schädlichkeiten, die ein Gewerbe vor dem anderen ungesund machen“ aufzufinden, und benutzt die Gelegenheit, viele Bemerkungen über Staubinhalation, die Art der Arbeit u. s. w. zu machen, die gewiss späteren Forschern auf dem Gebiete der medizinischen Statistik von Nutzen gewesen sind.

Hierher gehören auch Leistungen, wie die von Varrentrapp und

---

zustand und die Mortalität der Künstler und Handwerker in den Blüthenjahren; nach den Tabellen des Instituts für kranke Gesellen zu Würzburg von 1786—1834 (Heckers neue wissensch. Annalen der ges. Heilkunde, 1835). Georg Cless: Medicinische Statistik der innerlichen Abtheilung des Catharinen-Hospitals zu Stuttgart in seinem ersten Decennium 1828—1838. Stuttgart 1841. Fuchs's Abhandlung ist nicht abgeschlossen, wie es scheint, ist keine Fortsetzung erschienen.

Hannover[1]). Ersterer behandelt die Hospitalsstatistik für Frankfurt a/M., letzterer die Kopenhagener; beide Untersuchungen zeitigten nur höchst zweifelhafte Ergebnisse; wenn z. B. in Frankfurt die Krankheitshäufigkeit der Bäcker 11mal so gross sein soll wie die der Maler und Lackierer, so wird man kaum glauben können, dass die Zahlen homogen sind. Die beiden Untersuchungen weichen denn auch in ihren Ergebnissen auffallend von einander ab: Hannover findet unter Schustern eine kleinere Krankheitshäufigkeit als bei Schneidern, während es bei Varrentrapp umgekehrt ist; die Maler sollen in Frankfurt günstiger daran sein als die Buchbinder, während Hannover für Kopenhagen das entgegengesetzte findet u. s. w. Auch wo Hannover die relative Häufigkeit der einzelnen Krankheiten finden will und so den Fehlern entgehen, welche durch die ungleichartige Benutzung der Spitäler seitens der einzelnen Handwerker bewirkt werden, sind die Beweise nur schwach, z. T. wegen des geringen Umfanges des Materials. So findet er, dass die Tabaksarbeiter, Maler, Maurer und Buchdrucker nur selten an Febris biliosa gastrica leiden, und schreibt dies hypothetisch dem Material zu, mit welchem sie arbeiten (Terpentin, Firniss u. s. w.). Beispielsweise liegen im Ganzen 57 Krankheitsfälle der Tabaksarbeiter vor, von welchen 4 auf jene Krankheit fielen. Faktisch waren etwa 6 solche Fälle zu erwarten. Dass solche Zahlen viel zu klein sind, bedarf keiner Beweisführung.

11. Bisweilen kommen in dieser Periode jedoch Monographien an's Licht, die, wie bei Fuchs, gute Bemerkungen zur Beleuchtung der Frage nach dem Einfluss der Beschäftigung enthalten, selbst wo die Methode schwach ist. So wenn Chevallier die Beschäftigung mit Arsenik behandelt[2]), oder wenn Guy nach dem Gesundheitszustande der Kotwegräumer und ähnlicher Professionen fragt[3]) und die relative Unschädlichkeit dieser Beschäftigung durch Betrachtung einer Anzahl solcher Arbeiter zu beweisen sucht, wobei er an die noch eine Generation früher geltende seltsame Theorie von der günstigen Wirkung der Inhalation der Atmosphäre von Sammelplätzen für menschlichen Kot auf die Genesung der Kranken erinnert.

Mit Interesse wird man auch die Monographien über einzelne Armenquartiere Londons lesen, so eine Untersuchung betreffend eine Strasse in der Nähe von Oxford Street, wo die Bewohner in unbeschreiblichem Elend lebten[4]), oder über die Verhältnisse in einem Teile von Whitechapel[5]), welch letztere Arbeit auch die Fruchtbarkeitsverhältnisse auf interessante Weise zu beleuchten sucht. Dagegen ist es dem Schweizer

---

1) Varrentrapp, Jahresbericht über die Verwaltung des Medicinalwesens der freien Stadt Frankfurt. Frankfurt 1860: vgl. Oesterlen, Handbuch der medicinischen Statistik. Tübingen 1865, p. 868 f. Hannover, Haandværkernes Sygdomme. Kjöbenhavn 1861 (vgl. auch Monatsblatt der Deutschen Klinik für med. Stat. 1861, Annales d'Hygiène, 2me sér., Vol. XVII, 1862).

2) Essai sur les maladies qui atteignent les ouvriers qui préparent le vert arsenical. Annales d'Hygiène, Tom. XXXVIII, 1847.

3) On the Health of Nightmen, Scavengers, and Dustmen. Journal Stat. Soc., Vol. XI, 1848.

4) Report of a Committee of the Council of the Statistical Society of London consisting of Lieut-Colonel. W. H. Sykes, V. P. R. S. Dr. Guy and F. G. P. Neison, Esq to investigate the State of the Inhabitants and their Dwellings in Church Lane St. Giles.'s Journal Stat. Soc., Vol. XI, 1848.

5) Report to the Council of the Statistical Society of London from a Committee of its Fellows appointed to make an Investigation into the State of the Poorer Classes in St. George's in the East. Journal Stat. Soc., Vol. XI, 1848.

Statistiker Marc d'Espine nicht gelungen, durch Bearbeitung der Todesursachen zu klaren Ergebnissen betreffend den Einfluss der Armut zu gelangen[1]; dieser Statistiker gehört allerdings zu den viel citierten; aber seine Thätigkeit hat nur geringe Frucht getragen.

Fragt man übrigens nach Quellen zum Studium der hier berührten Probleme, so wird man sie teils bei den freiwilligen Associationen der Arbeiter, teils in der offiziellen Statistik finden. Den ersten Weg hat der verdiente englische Statistiker F. G. P. Neison betreten, auf welchen gleich näher eingegangen werden soll, der letztere wurde auch namentlich in England angebahnt, und das hieraus späterhin entstandene Material ist noch heutigen Tags die Hauptquelle zum Studinm der Berufsmortalität. Der Anfang wurde bei der englischen Volkszählung 1851 gemacht, indem die Sterbefälle dieses Jahres und die Volkszahl (über 20 Jahre alt) nach der Beschäftigungsart verteilt wurden. Leider wurde die Volkszahl nicht nach Alter spezifiziert, und nur auf Unwegen hätte man eine einigermassen zuverlässige Bearbeitung des Materials erreichen können, was allerdings nicht geschah; späterhin wurden jedoch die Versuche fortgesetzt und das Material besser vorbereitet. Die etwa gleichzeitigen Versuche in anderen Ländern, die Sterblichkeit der einzelnen Klassen der Gesellschaft durch die offizielle Statistik zu beleuchten, wie z. B. die der schwedischen Statistik und die von Trébuchet 1850 begonnene Bearbeitung der Pariser Beobachtungen waren kaum brauchbar.

Die schwedische Statistik für 1851—55 enthält Auskünfte über die Sterblichkeit der einzelnen Stände (der Ritterschaft, der Geistlichkeit, Standespersonen, des Bürgerstandes, des Bauernstandes und einer zahlreichen Gruppe „anderer"). Für die Volkszahl 1855 hat man zugleich eine Zergliederung nach Civilstand und nach Alter über oder unter 15 Jahre[2]. Es scheint nicht möglich, durch eine Bearbeitung des Stoffes zu verlässlichen Schlüssen zu gelangen. Trébuchet behandelt die Pariser Statistik in mehreren Abhandlungen, anfangs ohne Rücksicht auf die Volkszahl und in recht naiver Weise mit einer sehr weitgehenden Berufsgliederung (jedoch so, dass alle Familienmitglieder eingerechnet sind) und entsprechend kleinen Zahlen. Für Abtrittsausräumer (vidangeurs) verzeichnet er in einer Abhandlung von 1853 3 Todesfälle, für „artistes dramatiques lyriques" 27, darunter 4 Todtgeburten. Späterhin berücksichtigt er die Volkszahl, ohne jedoch das Alter in die Rechnung ziehen zu können[3].

Auch die in Belgien von Ducpetiaux über die Sterblichkeit in Brüssel 1840—42 angestellten Untersuchungen[4] waren in dieser Beziehung wenig zufriedenstellend; dieser versuchte eine Sonderung nach Gesellschaftsklassen aber mit recht unbestimmter Gliederung und ohne zureichende Berücksichtigung des Alters. Letzterer Einwand trifft auch seine Untersuchung über den Zusammenhang der Bevölkerungsdichtigkeit und der Sterblichkeit, bezw. über den Einfluss der Armut. Er vergleicht die Bevölkerung mit der Anzahl der Familien auf den Armenlisten und findet eine desto grössere summarische Sterblichkeit, je grösser diese

1) Vgl. u. a. Influence de l'aisance et de la misère sur la mortalité. Annales d'Hygiène, Vol. XXXVII, 1847 und Essai analytique et critique de statistique mortuaire comparée . . . Paris 1858.

2) Tabell-Kommissionens underdåniga Berättelse för åren 1851 med. 1855, 1. Afdel 1857.

3) Recherches sur la mortalité dans la ville de Paris. Année 1851, 1852, 1853 (Annales d'Hygiène, Tom. L, 1853, 2me série, Tom. VII, 1857, Tom. IX, 1858).

4) Bulletin de la commission centrale de statistique. Tom. II. Bruxelles 1845.

Verhältniszahl ist; auch ist die Sterblichkeit desto grösser, je mehr Familien eine jede in einem Zimmer leben, desto grösser auch die Proportion der Todesfälle unter 5 Jahren. Die beiden letzteren Momente müssten unabhängig von einander gemacht werden, um zuverlässige Schlüsse ziehen zu können. Dagegen bringt er eine nicht uninteressante Vergleichung der allgemeinen Bevölkerung nach Altersklassen 1842 mit den entsprechenden Sterbezahlen 1840—42.

12. Waren die gewonnenen Ergebnisse mit Rücksicht auf die Berufssterblichkeit in dieser Periode noch recht dürftig, so gilt dies auch in Betreff anderer wichtiger Fragen. So für die Geschichte der Sterblichkeit, welche, wie oben bemerkt, Guy behandelt hatte. Eine nicht sehr bekannte Arbeit von T. Tobler betreffend die Sterblichkeit in Appenzell gehört hierher[1]); die Zahlen scheinen aber sehr unzuverlässig zu sein. So fand er für 1667—68 in einem Orte 161 Geburten, aber nur 61 Todesfälle. Etwas tiefgehender waren wohl die Arbeiten eines anderen, auch viel häufiger citierten Schweizer Statistikers Édouard Mallet[2]). Wenigstens dürften seine Mitteilungen über die Sterblichkeit an Pest in älteren Zeiten nicht ohne Wert sein; weniger darf man sich auf seine Betrachtungen über die Kindersterblichkeit verlassen, da er nur die Anzahl der Todesfälle unter 1 Jahre mit der Gesamtzahl der Todesfälle, nicht mit der (von dieser vielleicht bedeutend abweichenden) Anzahl der Geburten vergleicht, was einen sehr bedeutenden Einfluss üben kann. Im Ganzen fand er, dass von 100 Gestorbenen (ausser Ungetauften und Todtgeborenen) im 16. Jahrhundert etwa 26 vor 1 Jahre starben, und 1814—33 nur ca. 14; es ist nicht unwahrscheinlich, dass der Fehler, welchen man begeht, wenn man mit Todesfällen, statt mit Geburten rechnet, am grössten für die älteren Zeiten ist, und dass infolgedessen die Abnahme der Sterblichkeit noch grösser erscheinen würde, falls man die richtigere Methode anwenden könnte.

Besser gelungen sind mehrere Spezialuntersuchungen aus dieser Periode. Das Problem von dem Einfluss der teuren und billigen Zeiten auf den Gesundheitszustand war, wie oben erwähnt, teilweise schon erledigt, so von Messance und Milne. Die Frage wurde u. a. von W. Farr wieder aufgenommen, und zwar mit demselben Resultat[3]). Auch die Frage nach der Sterblichkeit in den Gefängnissen wurde behandelt und dadurch mit recht grosser Zuverlässigkeit eine namentlich in französischen Bagnos furchtbare Sterblichkeit enthüllt. Hier kann u. a. Villermé erwähnt werden[4]). Weniger beweiskräftig waren die Entwickelungen von Boileau-Castelneau über die Wirkung der Diät der Gefangenen[5]).

1) Ueber die Bewegung der Bevölkerung . . die wahrscheinliche und durchschnittliche Lebensdauer . . in besonderer Berücksichtigung der äusseren Rhoden und der Pfarre Brüllisau des Kantons Appenzell. St. Gallen 1835.

2) Vgl. u. a. Recherches historiques et statistiques sur la population de Genève, son mouvement annuel et sa longévité depuis le XVIe. siècle jusqu' à nos jours (1549—1833). Annales d'Hygiène, Tom. XVII, 1837 und Notice sur les anciennes pestes de Genève (Bibliothèque universelle 1835 und Annales d'Hygiène, XIV, 1835).

3) The Influence of Scarcities and of the High Prices of Wheat on the Mortality of the People of England. Journal Stat. Soc., Vol. IX, 1846. Vgl. auch Mêlier, Des Subsistances . . dans leurs rapports avec les maladies et la mortalité. Annales d'Hygiène, Tom. XXIX, 1843.

4) Mémoire sur la mortalité dans les prisons. Annales d'Hygiène, Tom. I, 1829. Note sur la mortalité parmi les forçats du bagne de Rochefort, Tom. VI, 1831.

5) De l'influence du régime des prisons sur la santé des détenus. Annales d'Hygiène Tom. XLI, 1849.

William Baly suchte den Einfluss der Dauer des Aufenthalts in den Gefängnissen zu beleuchten[1]. Hier kann auch eine beachtenswerte Abhandlung über die Sterblichkeit in der englischen Strafkolonie zu Norfolk Island in Australien genannt werden, nach welcher die Sterblichkeit im Ganzen eine geringe war, nur mit vielen gewaltsamen Todesfällen[2]. In schroffem Gegensatz hierzu stand wieder die grosse Sterblicheit in indischen Gefängnissen, wie dies aus einem Bericht von Strong erhellt, nach welchem z. B. die Sterblichkeit in Gefängnissen Calcuttas durchschnittlich 8 Proz. war[3], und ebenso sehr kontrastierte der Gesundheitszustand in Norfolk mit den Verheerungen auf Sklavenschiffen, wie diese nach einem kleinen Bericht in Journal Stat. Soc., Vol. XIII, 1850 stattfanden.

Auch die Sterblichkeit unter den Truppen, besonders in den tropischen Ländern, und die Fragen nach der Acclimatisation und der Wirkung der Diät wurden vielfach erörtert, namentlich in England. Schon 1825 hatte Annesley eine medicinalstatistische Abhandlung über die Truppen in Madras veröffentlicht[4]. Später folgten andere Berichte und Untersuchungen, so von A. M. Tulloch und Henry Marshall[5], J. R. Martin[6], W. H. Sykes[7], T. Graham Balfour[8] und E. Balfour[9]. Diesen und ähnlichen Untersuchungen schliessen sich andere an, die hauptsächlich die Versicherung der in tropischen Ländern stationierten Offiziere und Civilbeamten betreffen; so von W. S. B. Woolhouse und Griffith Davies, welche die indische Militärmacht ins Auge fassten[10]. Letzterer untersucht auch die Sterblichkeit der Offiziersfrauen und -Wittwen und fand eine auffallend kleine Sterblichkeit für die Wittwen; bald jedoch zeigte sich, dass dies teilweise Mängeln der statistischen Beobachtungen zuzuschreiben war, was z. B. F. G. P. Neison erläuterte[11].

---

1) On the Mortality in Prisons and the Diseases most frequently fatal to Prisoners 1845.

2) Captain Maconochie, Criminal Statistics and Movement of the Bond Population of Norfolk Island. Journal Stat. Soc., Vol. VIII, 1845.

3) W. H. Sykes, On the Population and Mortality of Calcutta und Analyses of the Report of Surgeon F. P. Strong of the Mortality in the Jails. Journal Stat. Soc., Vol. VIII, 1848 and Vol. XII, 1849.

4) Report of a Committee of the Stat. Soc. of London . . upon the Sickness and Mortality among the European and Native Troops serving in the Madras Presidency. Journal Stat. Soc., Vol. III, 1840 (Second Report, Vol. IV, 1841).

5) A. M. Tulloch, On the Sickness and Mortality among the Troops in the West Indies. Journal Stat. Soc., Vol. I, 1839.

6) Official Report on the Medical Topography and Climate of Calcutta. Calcutta 1839.

7) Mortality of the Madras Army. Journal Stat. Soc., Vol. IX, 1846, Vital Statistics of the East India Company's Armies in India, European and Native, Vol. X, 1847. Mortality and Chief Diseases of the Troops under the Madras Government, European and Native, Vol. XIV, 1851. Mortality and Sickness of the Bombay Army, Vol. XV, 1852.

8) Comparison of the Sickness, Mortality, and prevailing Diseases among Seamen und Soldiers as shown by the Naval and Military Statistical Reports. Journal Stat. Soc., Vol. VIII, 1845.

9) Statistical Data for forming Troops and maintaining them in Health in different Climates and Localities. Journal Stat. Soc., Vol. VIII, 1845. Additional Observations on the Means of maintaining Troops in Health, Vol. XII, 1849.

10) Woolhouse, Investigation of Mortality in the Indian Army. London 1839. Griffith Davies, Report and Valuation for the Bengal Military Fund. London 1844.

11) Report on the Bengal Military Fund. 1849. Vgl. auch Ch. Jellicoe, On the Rates of Premium to be charged on the Lives of Military Officers serving in Bengal 1851.

1838 behandelte R. Christie die Mortalitätsbeobachtungen betreffend ehemalige indische Offiziere [1]).

Durch diese Arbeiten wurde schon viel Einsicht in die Gesundheitsverhältnisse der Europäer in den Tropen gewonnen; Sykes macht z. B. auf den schädlichen Einfluss eines zu langen Aufenthalts aufmerksam, auch behauptet er, dass Diät und namentlich Enthaltsamkeit gegenüber starken Getränken von grosser Bedeutung sind.

Andere Schriftsteller suchten die hygienischen Bedingungen der tropischen Länder und den Einfluss der Rasse zu beleuchten, so J. Crawfurd in einer übrigens schwachen Arbeit für Java [2]) und C. Finch für Calcutta [3]). Letzterer zieht hierbei einen Vergleich zwischen der Widerstandskraft der Europäer und der Eingeborenen, doch ohne grössere Beweiskraft. Die Frage nach der Sterblichkeit nichteuropäischer Bevölkerungen wird für New Zealand von S. Bannister [4]) erörtert, welcher u. a. die grosse Verbreitung der venerischen Krankheiten unter den Eingeborenen nachweisen will; in seiner Abhandlung aus 1846 führt Sykes einen übrigens schwachen Beweis für die Verschiedenheiten in der Sterblichkeit der mohamedanischen, hinduischen, armenischen u. s. w. Bevölkerung in Calcutta; ebenso schwach waren die meisten Versuche, bei den Juden einen Einfluss der Rasseneigentümlichkeiten nachzuweisen, wie sie z. B. von Glatter [5]) und J. G. Hoffmann [6]) angestellt wurden. In der französischen statistischen Literatur dieser Periode werden mehrere ähnliche, meist freilich kaum entscheidende Versuche gemacht, die Rasseneinflüsse festzustellen, so namentlich von Boudin, welcher verschiedene Abhandlungen in den Annales d'Hygiène veröffentlicht, u. a. militärstatistischer Art [7]). Leichter zu durchdringen war die Frage nach der Sterblichkeit der Truppen und der Seeleute, und auch in dieser Beziehung verdienen Boudins Arbeiten erwähnt zu werden, wie auch solche von Tulloch [8]), J. W. C. Lever [9]) und E. Balfour [10]). Bei diesen Untersuchungen wurde u. a. die grosse Selbstmordhäufigkeit der Soldaten her-

---

1) On the Rate of Mortality amongst Officers retired from the Indian Army Journal Stat. Soc., Vol. I, 1839.

2) Vital Statistics of a District in Java. By John Crawfurd. With Preliminary Remarks . . . by W. H. Sykes. Journal Stat. Soc., Vol. XII, 1849.

3) Vital Statistics of Calcutta. Journal Stat. Soc., Vol. XIII, 1850.

4) An Account of the Changes and Present Condition of the Population of New Zealand. Journ. Stat. Soc., Vol. I, 1839.

5) Ueber die Lebens-Chancen der Israeliten gegenüber den christlichen Confessionen. Wetzlar 1856.

6) Betrachtungen über den Zustand der Juden im Preussischen Staate. (Sammlung kleiner Schriften staatswirtschaftlichen Inhalts. Berlin 1843, p. 330 f.) Brauchbar sind hier jedoch die Angaben über die geringe Kindersterblichkeit und Häufigkeit der Todtgeburten bei den Juden.

7) Vgl. u. a.: Études d'hygiène publique sur l'état sanitaire et la mortalité des armées de terre et de mer. Annales d'Hygiène, Tom. XXXVI, 1846. Études sur l'état sanitaire et de la mortalité de l'armée. Tom. XLII, 1849. Recherches sur l'acclimatement des races humaines sur divers points du globe. 2me série. Tom. XIII, 1860. Essai de pathologie ethnique de l'influence de la race sur la fréquence la forme et la gravité des maladies. 2me série. Tom. XVI, 1861, XVII, 1862.

8) Comparison of the Sickness, Mortality and prevailing Diseases among Seamen and Soldiers, as shewn by the Naval and Military Statistical Reports. Journal Stat. Soc. Vol. IV, 1841.

9) On the Sickness and Mortality among the Troops in the United Kingdom. Journ. Stat. Soc. Vol. II, 1839.

10) Statistical Data etc. Journ. Stat. Soc. Vol. VIII, 1845.

vorgehoben und die ungeheure Sterblichkeit der Truppen an epidemischen und anderen Krankheiten in Kriegszeiten nachgewiesen.

Auch auf anderen Punkten wurde einiges gewonnen. So betreffend die Sterblichkeit der Findelkinder, — ein auch früher behandelter Gegenstand (so W. Tooke 1799, vgl. p. 59), welcher in dieser Periode von Villermé wieder aufgenommen wird [1]). Ein offizieller französischer Bericht über diese Frage rührt von Ad. de Watteville [2]) her, welcher u. a. eine interessante Tafel mitteilt, über die Sterblichkeit nach der Dauer des Aufenthalts im hospice des enfants-trouvés de Lyon, mit grosser Annäherung also auch die Sterblichkeit nach dem Alter; ein 12jähriger Aufenthalt bedeutet nicht weniger als eine Verminderung der Anzahl bis auf ein Viertel.

Auch in Belgien wurde die Frage behandelt. Aus einer Arbeit von Éd. Ducpetiaux [3]) ging hervor, dass wenigstens $\frac{2}{5}$ der Findelkinder vor Ablauf des ersten Lebensjahres starben. Die medizinische Statistik machte einige Fortschritte: so betreffend Wahnsinn durch Esquirol, der allerdings nicht sehr geschickt war in Behandlung der Zahlen [4]). John Thurnam suchte die Häufigkeit der Geisteskrankheiten für beide Geschlechter festzustellen und behauptet im Gegensatz zu Esquirol, dass die Männer im Ganzen empfänglicher für diese Krankheiten sind als die Frauen, wenngleich Rückfälle vielleicht häufiger bei Frauen [5]). Namentlich kann eine diesbezügliche Untersuchung von William Farr genannt werden [6]). Wie notwendig derartige Untersuchungen waren, zeigt ein von Farr erwähnter Prozess, wo (1835) eine Versicherungsgesellschaft verurteilt wurde, die Police einer verstorbenen wahnsinnigen Person zu bezahlen; die Geschworenen behaupteten nämlich, dass Wahnsinn keine Tendenz habe, das Leben zu verkürzen. Auch die bayerische Landesstatistik, welche damals von Hermann geleitet wurde, enthält interessante Beiträge zur Statistik der Geisteskrankheiten, namentlich mit Rücksicht auf die Vererbung [7]).

Eine andere dieser Periode zufallende Aufgabe war ein eingehendes Studium der Epidemien, namentlich der Cholera. Im Sommer 1829 war die Cholera nach 10jähriger Wanderung von Indien her in Tiflis und Astrachan angelangt und begann nun ihre Heerzüge nach Europa. F. Bisset Hawkins, der Verfasser einer für seine Zeit nicht unverdienstlichen medizinischen Statistik [8]), beschrieb 1831 die Wanderung dieser Krankheit [9]). Später nahm Will. Farr die Frage auf, nachdem eine verheerende Epidemie 1848—49 England heimgesucht hatte [10]). Selbstverständlich konnte damals von einem tieferen Eindringen in die Natur der Krankheit kaum

1) De la mortalité des enfans-trouvés. Annales d'Hygiène. Tom. XIX, 1838.

2) Statistique des enfants trouvés et abandonnés vgl. ein Referat im Journal des Économistes. Tome XXV, Paris 1850.

3) Du sort des enfants trouvés et abandonnés en Belgique. Bulletin de la commission centrale de statistique, Bruxelles. Tom. I, 1843.

4) Rapport statistique sur la maison royale de Charenton pendant les années 1826, 1827 et 1828. Annales d'Hygiène. Tom. I, 1829.

5) On the relative Liability of the Two Sexes to Insanity. Journal. Stat. Soc. Vol. VII, 1844.

6) Report upon the Mortality of Lunatics. Journ. Stat. Soc., Vol. IV, 1841.

7) Beiträge zur Statistik des Königreichs Bayern, H. III, 1854, H. VIII, 1857.

8) Elements of Medical Statistics. London 1829.

9) History of the Epidemic Spasmodic Cholera of Russia. London 1831.

10) Influence of Elevation on the Fatality of Cholera. Journ. Stat. Soc., Vol. XV, 1852.

die Rede sein; Farr stellt selbst eine Menge noch zu beantwortender Fragen auf (vgl. l. c. p. 163). Dagegen sucht er statistisch zu beweisen, dass die Sterblichkeit an Cholera sich nach der Erhebung der Wohnungen über den täglichen Wasserstand richte, und stellt eine einfache Formel auf, von welcher er sich viel verspricht.

Nebenfragen der medizinischen Statistik werden gleichfalls mit einem gewissen Interesse behandelt. So die Frage nach der periodischen Bewegung der Sterblichkeit im Laufe des Tages. Verschiedene Schriftsteller beschäftigten sich damit, so u. a. Hannover, welcher im Gegensatz zu mehreren früheren Autoren verhältnismässig viele Todesfälle für Nachmittag 12—6 Uhr konstatierte; die Beobachtungen sind aber nicht zahlreich genug, um zufällige Einflüsse auszuschliessen, welche dieses Resultat erklären könnten[1]).

13. War jene Zeit leichtfertig mit Bezug auf die Methode, so auch in vielen Beziehungen in Bezug auf die Beobachtungen selbst. So wenn Boudin in einer übrigens lesenswerten Abhandlung über die Wirkung der Geschlechtsverbindungen[2]) unter Blutsverwandten erzählt, dass Negerfrauen, welche in Geschlechtsverbindung mit Weissen gewesen sind, später von Negern Mulatten gebären. Oder wenn man in Betreff der seiner Zeit lebhaft diskutierten Frage der Selbstverbrennung des menschlichen Körpers u. a. statistisch nachzuweisen suchte, dass die meisten dieser Todesfälle Nachts einträfen[3]). Trotz der bestimmten Aussagen eines Liebig oder Bischoff wurde die Möglichkeit einer solchen Todesursache fortwährend behauptet; ja noch 1871 wird in die Annales d'Hygiène eine Mitteilung über einen derartigen Fall aufgenommen[4]) mit der Bemerkung: Malgré ses lacunes, cette observation doit être prise en considération.

Unter den vielen medizinischen Statistikern, von denen nur eine Minderzahl im vorhergehenden genannt werden konnte, nimmt Gavarret eine Sonderstellung ein[5]). 1837 hatte der berühmte Mathematiker Poisson, Laplace's Gedanken weiter führend, einfache Formeln zur Verwendung in der Statistik für Beantwortung der Frage aufgestellt, ob die Zahlenbeobachtungen umfassend genug wären — eine Frage, welche die meisten Statistiker einfach ignoriert hatten. Gavarret suchte die betreffenden Hauptsätze der Wahrscheinlichkeitsrechnung populär darzustellen und zugleich den Beweis zu führen, dass sie auf dem Gebiete der medizinischen Statistik anwendbar wären, oder gab wenigstens Beispiele einer solchen Beweisführung. Allerdings war diese Arbeit meist vergebliche Mühe. Noch ein Menschenalter hindurch arbeiteten die meisten Statistiker wie bisher, ohne ein Kriterium für den notwendigen Umfang der Beobachtungen zu suchen, wenn sie nicht die Formel überhaupt völlig missverstanden; so z. B. Guy, der sich in einer Abhandlung mit dieser Frage beschäftigt, und, ohne offenbar Poissons Formel benutzen zu können, durch zahlreiche Berechnungen zu beweisen sucht, dass die

1) Om Menneskets Dödstime (Statistiske Undersögelser af lægevidenskabeligt Indhold. Kjöbenhavn 1858, p. 1 f.). Hier kann u. a. auf Boudin hingewiesen werden: Études sur l'homme physique et moral . . Annales d'Hyg., Tome XLVI, 1851.

2) Dangers des unions consanguines . . Annales d'Hyg., 2me sér., Tome XVIII, 1862.

3) Vgl. u. a. Annales d'Hygiène 1850—51, so: Devergie, Mémoire sur la combustion spontanée, Tome XLVI, 1851.

4) 2me sér., Tome XXXV, 1871.

5) Principes généraux de statistique médicale. Paris 1840.

„Formeln des Mathematikers“ nur eine sehr begrenzte Anwendung in der Statistik haben könnten[1]).

Auch von den mathematisch geschulten Statistikern wurde diese Lebensfrage der Statistik in auffallendem Grade bei Seite gelassen. Selbst Quetelet (1796—1874), während vieler Jahre der anerkannte Meister der Statistik, welcher eine verdienstvolle Darstellung der Wahrscheinlichkeitsrechnung herausgegeben hat[2]), fand in seinen statistischen Untersuchungen kaum Gelegenheit für diese Frage und operierte oft mit allzu begrenzten Beobachtungen, und die englischen Statistiker blieben lange derartigen Untersuchungen fremd; meistens suchten sie sich rein praktisch durch möglichst umfangreiche Zahlenbeobachtungen zu decken, was in einem so grossen Lande wenigstens in der offiziellen Statistik oft gelingen musste. Auch die Versicherungsmathematiker fassten diese Frage selten ins Auge. Eine seltene Ausnahme macht für diese Periode der englische Mathematiker Augustus de Morgan, welcher eine einfache Formel aufstellt, um die Grenzen der Abweichungen der mittleren Lebensdauer wegen der Begrenzung des Materials[3]) festzustellen. Eine tiefergehende Untersuchung dieser Spezialfrage wurde jedoch erst 1877 von Lexis vorgenommen[4]).

14. Kümmerte man sich wenig um die zufälligen Abweichungen von den typischen Durchschnitten, wodurch man oft zu voreiligen Schlüssen verleitet wurde und die statistische Litteratur in unzweckmässiger Weise anschwellen liess, so dass der heutige Statistiker nur mit Mühe einzelne wirklich festgestellte Ergebnisse auszugraben vermag, so begeisterte man sich um so mehr für die allgemeinen statistischen Gesetze. Des Quantitätsgesetzes in der Bevölkerungslehre, nach welchem unter gewissen Bedingungen die Sterblichkeit konstant sein soll, ist schon oben Erwähnung geschehen. Dieser Theorie stellte Sadler seine Lehre gegenüber, dass die Fruchtbarkeit des menschlichen Geschlechts umgekehrt wie die Volkszahl variiere; als Beleg verweist er auf die englischen Peers, von denen man erwarten möchte, dass sie viel zahlreicher wären, als sie es in Wirklichkeit sind[5]). Für mehrere Schriftsteller mathematischer Schulung konsolidierte sich die Theorie von der typischen Bewegung der Sterblichkeit nach dem Alter in interessanten Versuchen, die Sterblichkeit durch eine mathematische Formel darzustellen. Lamberts Formel ist schon oben p. 63 erwähnt worden. Eine einfachere von demselben Autor angegebene Formel wurde mit einer kleinen Aenderung von dem Astronomen Littrow (1832) benutzt, während Thomas Young (1826) eine sehr schwerfällige Formel angab. Einfacher, und von grösserer praktischer Bedeutung ist Gompertz' Formel (1825); dieselbe besass gegenüber den erwähnten den Vorzug, dass sie nicht besonders die Zahl der Ueberlebenden ins Auge fasst, sondern vielmehr die Sterbenswahrscheinlichkeit (die Intensität der Sterblichkeit); denselben Weg schlugen die besser ge-

---

1) On the Relative Value of Averages derived from different Numbers of Observations. Journal Stat. Soc., Vol. XIII, 1850.

2) Lettres sur la théorie des probabilités. 1846.

3) An Essay on Probabilities and on their Application to Life Contingencies and Insurance Offices. London 1838, p. 163—64.

4) Zur Theorie der Massenerscheinungen in der menschlichen Gesellschaft. Freiburg i. B. 1877. Vgl. auch Bortkewitsch, Lebensdauer, im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, IV, 1892, p. 983 ff.

5) M. D. Sadler, The Law of Population. London 1830, I—II. Vgl. II, 352 f., 596.

lungenen unter den späteren Versuchen ein. In den dreissiger Jahren erschienen noch zwei Formeln, deren Urheber sich viel von ihnen versprachen. Die eine, von T. R. Edmonds, streng genommen die Gompertz'sche Formel[1]), ist von vielen Betrachtungen über Leben und Tod begleitet. Ohne einen Beweis dafür zu liefern, behauptet er im Geiste der Zeit, dass die Sterblichkeit sich umgekehrt wie die Menge der Nahrungsmittel verhalten müsse, und da seines Erachtens der Lohn in Abnahme begriffen war, so war er fest überzeugt, dass die Sterblichkeit eine zunehmende wäre. Seine Formel dehnt er auf die Morbilität aus; jedem Todesfall müssen seiner Auffassung nach zwei Krankheitsjahre entsprechen, ein Gedanke, welcher übrigens offenbar Price's Theorie sehr nahe kommt. Einen interessanten Versuch, die mathematischen Gesetze der Kränklichkeit zu entdecken, hat auch Scratchley[2]) unternommen, und wie Edmonds spricht er sich sehr zuversichtlich aus; er bezeichnet seine Formel als „a true Law of Sickness", wenngleich dieselbe offenbar im sehr hohen Lebensalter nicht mehr zutrifft. Das Gesetz, welches sich übrigens den Beobachtungen Finlaisons von 1853 sehr gut anschliesst, ist recht einfach. Die Anzahl der Krankentage in einem gewissen Altersjahre ist mit Hinzunahme einer Konstanten, gleich der Summe der Krankentage für das 5 bezw. 10 Jahr jüngere Alter.

Viel bekannter als die meisten dieser Formeln wurde die von Moser[3]). Nach ihm ist die Anzahl der von der Geburt an nach der Ueberlebenstafel im einem gewissen Alter Verstorbenen gleich der vierten Wurzel des Alters, multipliziert mit einer ganzen algebraischen Funktion des Alters; die Anzahl der Glieder dieser Funktion hängt von der zu betrachtenden Lebensperiode ab. Die Formel ist nahe mit der Littrow'schen verwandt, kann aber mit Recht ihre Originalität behaupten. Dass jedoch diese Formel kaum brauchbar war, hat schon 1848 E. Fenger gezeigt, welcher namentlich der Gompertz'schen Formel zuneigte[4]). Das Werk Mosers bezeichnet übrigens im Ganzen einen Fortschritt, er sammelt in ihm mit Fleiss vieles bis dahin veröffentlichte Material zur Beleuchtung der Sterblichkeit. Wo es sich um eine Uebersicht des damaligen statistischen Wissens handelt, wird Mosers Werk mit Vorteil benutzt werden.

15. Auch ein anderes jetzt fast verschollenes Werk kann über den damaligen Umfang des statistischen Wissens orientieren, nämlich Chr. Bernoullis Handbuch der Populationistik[5]). Gegenüber vielen bis dahin als

1) T. R. Edmonds, Life Tables founded upon the Discovery of a universal law regulating the existence of every human being illustrated by a new theory of the causes producing health and longevity. London 1832. Vgl. auch Proceedings of Statistical Society of London 1834—37. On the Influence of Age on the Mortality of the Population of Sweden.

2) On Associations for Provident Investment. Division I. Treatise on Life Assurance Societies and Friendly Societies. London 1859 (10th edition), p. 106 f. Appendix, p. 38.

3) Ludwig Moser, Die Gesetze der Lebensdauer. Berlin 1839, p. 276 f. (Von dem mathematischen Gesetz der Sterblichkeit).

4) Om Dödelighedsforholdene i Danmark. Det kongelige medicinske Selskabs Skrifter. Ny Rœkke I, Kopenhagen 1848. (Die Abh. stammt übrigens zum Teil schon aus 1842; vgl. Fengers Berechnungen im dänischen statistischen Tabellenwerk, 6. Heft 1842).

5) Handbuch der Populationistik oder der Völker- und Menschenkunde nach statistischen Ergebnissen, Ulm 1840—41. (Vgl. namentlich: „Verhältnisse der Sterblichkeit oder Mortalität", und „Populationistische Biometrie oder von der statistischen Erforschung der Lebensdauer").

recht sicher hingestellten Methoden und Ergebnissen verhält er sich recht skeptisch, und im Ganzen überwiegt das Negative bei ihm das Positive; so ist er sehr misstrauisch gegenüber der damaligen Longävitätsstatistik, speziell für Russland, das Reich der Hundertjährigen (l. c. p. 317 ff.), er kritisiert die von Casper und anderen benutzte Methode zur Untersuchung der professionellen Sterblichkeit (p. 291 f.), und ist über die Bedingungen recht klar, welche erfüllt sein müssen, um Schlüsse allein auf Grund der Todesfälle zu ziehen; seine Kritik führt ihn freilich auch so weit, dass er Kerseboom's und Déparcieux's Tafeln als unrichtig berechnete verwirft (p. 421) und von Tafeln der Versicherungsanstalten überhaupt Abstand nimmt. Für die 5 ersten Lebensjahre empfiehlt er mit richtigem Takt die Methode, die Sterblichkeit aus Geburten und Todesfällen zu berechnen, während er für die späteren Lebensalter die Volkszahl und die Todesfälle heranziehen will (p. 422 f.).

Interessant ist seine Kritik der Moser'schen Formel (p. 424 f.); nach seiner Auffassung beruht dieselbe auf der Theorie von einer unveränderlichen Sterblichkeit, was allerdings mehr indirekt aus Mosers Entwickelung abzuleiten und keine unmittelbare Folge seiner Formel ist, die mehrere von den besonderen Verhältnissen abhängige Konstanten enthält. Damals lag aber diese Vorstellung, wie früher erwähnt, gleichsam in der Luft, und dass Bernoulli sich von ihr frei zu machen weiss, ist schon ein Verdienst. Unbedeutend dagegen waren ein paar ungefähr gleichzeitige Werke, betreffend „politische Arithmetik", von Bleibtreu und Beskiba[1]); letzteres empfiehlt Duvillard's Sterbetafel, mit der bezeichnenden Motivierung, dass ihre Resultate sich dem Durchschnitte aus allen übrigen an meisten annähern, während die Northampton und Carlisle Tafeln aus dem Grunde weniger zu empfehlen seien, weil sie nur einzelne Städte beträfen. Immer wieder kommt so der Gedanke zum Vorschein, dass es vorzugsweise gelte, eine allgemeine, alle Länder und Völker umfassende Sterbetafel zu finden. Auch der oben (p. 68) citierte Dufau giebt nur wenige Beiträge zur Sterblichkeitsstatistik. Dasselbe gilt von Moreau de Jonnès's „Éléments de Statistique" (1847, 2. Ausg. 1856). Derselbe operiert meist nur mit summarischen Sterblichkeitcoefficienten. Auf dem heutigen Standpunkte der Wissenschaft, wo man alle die Kontrolmittel der rationellen Rechnung besitzt, kann man selbstverständlich oft derartige einfache Berechnungen benutzen, ohne sich denselben Fehlschlüssen auszusetzen wie damals. Als bezeichnend für seine Litteraturkenntnisse diene, dass Casper bei ihm als Gasper auftritt; auch benutzt er dessen Zahlen mit derselben Kritiklosigkeit (2. Ausg. p. 257). Auch bei Bertillon dem älteren (Éléments de l'hygiène, Paris 1852) tritt Casper in Verkleidung auf (als Gaspar, vgl. p. 26).

Was Bernoulli und Moser am Anfang der Periode leisteten, einen Ueberblick über die gewonnenen Ergebnisse zu geben, das hat am Schlusse der Periode J. E. Wappäus in einem sorgfältig ausgearbeiteten Handbuch geleistet[2]), in welchem er eine Umschau über die ganze Bevölkerungsstatistik in ihrem damaligen Zustande hält. Den kritischen Sinn eines Bernoulli hat er nicht, und in seiner Darstellung vermisst

---

1) L. C. Bleibtreu: Politische Arithmetik, 2. Ausg., Heidelberg 1853. Vgl. p. 204 f. J. Beskiba: Lehrbuch für die juristische, politische und kameralistische Arithmetik. Wien 1842, p. 267 f.

2) Allgemeine Bevölkerungsstatistik. Leipzig 1859—61.

man dann auch häufig die mathematische Schärfe, so wenn er (II. p. 512) Neison und Fuchs in einem Athemzuge als Bürgen für seine Auffassung nennt, dass ein Unterschied in der Mortalität verschiedener Berufsklassen eher durch den Unterschied der Bildung und des Wohlstandes als durch die Wirkung der Beschäftigung auf die Gesundheit bedingt wird. Indessen weiss er gewöhnlich das richtige zu treffen, selbst wo die Beweisführung beim ersten Anblick unklar ist, so wenn er II. 14—15 nach einer Untersuchung über die mittlere Lebensdauer, „wie sie allein aus den Sterbelisten sich ergiebt“, von diesem Begriffe (also dem Durchschnittsalter beim Tode) die „wirkliche mittlere Lebensdauer“ oder „die Vitalität“ einer Bevölkerung unterscheiden will. Ein Verdienst sind auch die umsichtsvollen Litteraturangaben.

16. Den Untersuchungen über die schottischen Friendly societies schloss sich eine Arbeit über die englischen von Charles Ansell (sen.) 1835[1]) würdig an. Allerdings waren die Beobachtungszahlen nur klein, im Ganzen nur cirka 24 000 Lebensjahre, jedoch wurde dadurch die Vorstellung von dem Verlaufe der Kränklichkeit im Laufe des menschlichen Lebens wesentlich geklärt. Ein hervorragender Nachfolger Ansell's war wiederum der ältere Neison, dessen Abhandlungen im Journal of the Royal Statistical Society in einem bekannten umfangreichen Werk gesammelt wurden[2]). Er wusste sich ein sehr umfassendes Material für England und Wales (über 1 Mill. Lebensjahre) zu verschaffen und dieses durch schottische Beobachtungen (cirka 70 000 Lebensjahre) zu ergänzen; er unterwirft dieses Material einer mannigfachen Bearbeitung nach Beruf und Aufenthalt. Ein ausserordentlich wichtiger Beitrag zur Krankenkassenstatistik war eine Untersuchung von A. G. Finlaison (sen)[3]), welche ebenfalls die Kränklichkeit von verschiedenen Gesichtspunkten aus behandelt; auch sind die interessanten Untersuchungen auf Grund der Krankheitsbeobachtungen in dem grossen Krankenkassenorden Manchester Unity of Odd Fellows hier zu erwähnen, welche 1850 und 1862 von Henry Ratcliffe veröffentlicht wurden[4]). Durch alle die erwähnten Arbeiten wurde diese Seite der freiwilligen Arbeiterversicherung in England mächtig gefördert, wenngleich Schwächen derselben, namentlich bei Ratcliffe, leicht nachweisbar sind.

Für Frankreich kann auf demselben Gebiete das Werk von M. G. Hubbard[5]) erwähnt werden, welcher einige brauchbare Beobachtungen über die Kränklichkeit nach dem Alter mitteilt.

17. Weniger bedeutend waren wohl während dieser Periode die Fortschritte in der Berechnung von Sterbetafeln. Auf dem Gebiete der Versicherungsstatistik sind allerdings einige gediegene Arbeiten zu verzeichnen. Eine Fortsetzung von J. Finlaison's Arbeit wurde 1860 von A. G. Finlaison geliefert[6]); an der Hand dieser kann einmal die Sterblichkeit früherer Zeiten mit derjenigen in der Mitte dieses Jahrhunderts

1) A Treatise on Friendly Societies. London 1835.

2) Contributions to Vital Statistics. 1. Ausg., London 1845, 2. 1846, 3. sehr erweiterte Ausg. 1857.

3) Friendly Societies. Sickness and Mortality. Ordered by the House of Commons to be Printed, 16. Aug. 1853 and 12. Aug. 1854.

4) Observations on the Rate of Mortality und Sickness existing amongst Friendly Societies. Manchester 1850 und 1862.

5) De l'organisation des Sociétés de prévoyance . . . Paris 1852.

6) Report and Observations on the Mortality of the Government Life Annuities. 1860.

verglichen werden und es wird in ihr auch die Bedeutung der Auswahl gesunder Leben in interessanter Weise beleuchtet.

Von anderen Arbeiten können zwei Bearbeitungen der Erfahrungen von Versicherungsgesellschaften genannt werden. Die alte Gesellschaft Equitable veröffentlichte 1834 einen von A. Morgan ausgearbeiteten Bericht, welcher übrigens an bedeutender Unklarheit leidet; so will M. eine Sterbetafel herstellen, indem er sämtliche Ausgeschiedenen weglässt, ohne daran zu denken, dass gleichzeitig eine entsprechende Anzahl von Todesfällen subtrahiert werden muss, wenn die Sterblichkeit nicht zu gross erscheinen soll. Auch ist die Anordnung der Zahlen noch eine recht unpraktische; es würde z. B. leicht gewesen sein, die Sterblichkeit in verschiedenen Zeitstrecken der langen Beobachtungsperiode (von 1762 an) zu untersuchen. Schon aus dieser Untersuchung geht jedoch hervor, dass die Dauer der Versicherung eine grosse Rolle spielt, indem die Sterblichkeit kurz nach Eintritt in die Gesellschaft sehr klein ist und dann allmählich wächst. Die schlecht ausgeglichene Tafel war übrigens insofern für die Gesellschaft vorteilhaft, als sie recht hohe Prämien ergeben musste.

Auch die Amicable erhielt ihre Spezialuntersuchung, welche von Th. Galloway ausgearbeitet wurde [1]). Er beobachtete gesondert die vor 1808 Eingetretenen und die später Versicherten, und fand einen nicht unerheblichen Unterschied der mittleren Lebensdauer zu Gunsten der letzteren.

Genannte beide Leistungen wurden durch eine Kooperativarbeit von 17 Gesellschaften in Schatten gestellt. Diese erste derartige gemeinschaftliche Untersuchung wurde 1838 beschlossen, und 1843 lagen die Ergebnisse vor in einer Arbeit von Jenkin Jones [2]) in welcher das von Baily und Gr. Davies verbesserte Zeichensystem angewendet wird. Zum grössten Teile wurde das Material ohne Ausscheidung der Doppelfälle behandelt. Das von Amicable und Equitable eingesandte Material (etwa $\frac{1}{3}$ des ganzen) war nach Personen geteilt, die übrigen 15 Gesellschaften fussten in ihren Berichten auf Versicherungen, nicht auf Versicherten, derjenige welcher in einer dieser Gesellschaften zwei oder mehr Policen hatte, oder welcher bei mehreren Gesellschaften versichert war, zählte also mehrfach; der daraus entstandene Fehler dürfte übrigens recht bedeutungslos sein. Die Frage nach der Sterblichkeit am Anfange der Versicherungsperiode wurde von E. J. Farren auf derselben Grundlage behandelt [3]). Er fasst auch die Versicherung der „minderwertigen Leben“ ins Auge, und schlägt eine Methode vor, die Sterblichkeit dieser mittelbar zu berechnen, doch dürfte dieser Vorschlag, wie unten nachgewiesen werden soll, sich kaum als praktisch erweisen. Eine andere gemeinschaftliche Arbeit einer Anzahl englischer Gesellschaften bezog sich auf den Aufenthalt in tropischen und anderen für Europäer ungesunden Gegenden. Sie wurde von Jellicoe bearbeitet, die Anzahl der Beobachtungen war

---

1) Tables of Mortality deduced from the Experience of the Amicable Society for a perpetual Assurance Office during a Period of 33 Years, ending April 5. 1841. London 1841.

2) A Series of Tables of Annuities and Assurances calculated from a New Rate of Mortality amongst Assured Lives, with Examples. London 1843.

3) Life-Contingency Tables Part I, The Chances of Premature Death, and the Value of Selection among Assured Lives. London 1850.

jedoch nicht sehr gross[1]). Ein Hauptwerk in der Litteratur des Versicherungswesens wurde 1844 von David Jones (Bruder des obengenannten Jenkin Jones) veröffentlicht[2]). Derselbe arbeitet in anerkennenswerter Weise mit dem verbesserten Formelsystem, ist aber noch nicht bis zum Stadium der Kontinuitätsmethode vorgedrungen, welches schon von einem D. Bernoulli und Duvillard erreicht worden war.

In Deutschland kamen in dieser Periode Versicherungstafeln zur Veröffentlichung, welche eine bedeutende Rolle gespielt haben. Brüne berechnete nämlich nach Erfahrungen bei der preussischen allgemeinen Wittwenverpflegungsanstalt 1776—1834 (während welcher Zeit 31500 Ehepaare aufgenommen wurden) eine Sterbetafel für Männer und eine für Frauen[3]). Die Tafel, welcher sich 10 Jahre später eine neue Tafel anschloss, ist auf vollständig richtige Weise berechnet; auch bei ihr tritt der Einfluss der Versicherungsdauer, wenngleich nur mittelbar, hervor. Bis gegen 40 Jahre zeigt nämlich die Tafel der Männer eine kleinere Sterblichkeit als die der Frauen, und der Unterschied ist um so grösser, je niedriger das Alter. Zwischen 20 und 30 ist die Sterblichkeit der Frauen fast doppelt so gross wie die der Männer; dieser auffallend grosse Unterschied wird wohl z. T. dem Umstande zuzuschreiben sein, dass die Männer nur angenommen werden, wenn sie ihre vollkommene Gesundheit nachweisen, und da die Aufnahme hauptsächlich in den jüngeren Jahren stattfand, kommt ganz natürlich der Einfluss dieser Selektion besonders unter den jungen Mitgliedern zur Geltung, die einzelnen später eintretenden können die Hauptmasse der Beobachtungen nur in geringem Masse beeinflussen[4]). Für Amerika ist u. a. eine 1859 erschienene Untersuchung über die Sterblichkeit der „Mutual" bemerkenswert[5]). Mit diesen Arbeiten waren die Kinderkrankheiten der Versicherungstafeln überwunden. Noch war Gelegenheit für viele Verbesserungen da. Die Ausgleichung der Sterbetafeln allein bildete schon ein umfangreiches Problem, und mit diesem nahe verwandt die Frage nach der Bedeutung grosser oder kleiner Zahlen für die Sicherheit der Vorausberechnungen. Endlich handelte es sich um eine zweckmässige Einteilung und Gruppierung des Materials, welche die verschiedenen denkbaren Einflüsse möglichst klar zum Vorschein brächte.

18. Was nun die Herstellung von Sterbetafeln für allgemeine Bevölkerungen betrifft, so herrscht darüber in dieser Periode noch eine bedeutende Unklarheit. Viele Sterbetafeln wurden in Ermangelung besserer allein auf Grundlage der Todesfälle berechnet. Bisweilen trifft man auf eine ganz naive Berechnung, welche an die gute alte Zeit im 18. Jahrhundert erinnert, wie wenn Karsten meint, „eine ziemlich gute Sterblichkeitstafel für unsere Gegenden" herstellen zu können aus Todesan-

1) On the Data Collected by the Council of the Institute with a View to determine the Rates of Premium for the Assurance of the Lives of Persons residing in Foreign Climates etc. (Ass Mag VII, 1857).

2) On the Value of Annuities aud Reversionary Payments . . . To which is appended a Treatise on Probability by Sir John W. Lubbock und J. E. Drinkwater Bethune. London 1844. Eine weit kürzere deusche Bearbeitung hat Hattendorf 1859 geliefert: Leibrenten und Lebens-Versicherungen (Hannover).

3) Neue Sterblichkeits-Tabellen für Wittwen-Cassen. Crelles Journal XVI. 1837.

4) 1855 gab K. Heym auf Grundlage der Erfahrungen der Preussischen Wittwenanstalt 1776—1852 eine neue Tafel heraus.

5) Report exhibiting the Experience of the Mutual Life Insurance Company of New-York for fifteen Years ending February first 1858. New-York 1859 (der Bericht ist von Sheppard Homans ausgearbeitet).

zeigen in den Zeitungen[1]). Selbst ein Mann wie Neison ist sich in dieser Beziehung nicht ganz klar, so wenn er die Wirkung der Trunksucht mittelst einer Methode untersuchen will, die faktisch nur mit Todesfällen operiert[2]), während er sonst in verdienstvoller Weise eine äusserst unklare Abhandlung von Edw. Chadwick, der die alte Methode der Todesfälle durchweg benutzen will, widerlegt und überhaupt viele Beweise dafür erbringt, dass er derartige Untersuchungen richtig durchzuführen vermag[3]). Wie Karsten glaubt James mittelst Beobachtungen auf Friedhöfen u. dgl. die Dauer des menschlichen Lebens berechnen zu können[4]). Aehnlicher Fehlgriffe macht sich der schottische Statistiker Stark schuldig[5]). In Amerika fusst Ingersoll Bowditch auf der oben erwähnten Sterbetafel von Wigglesworth, um Leibrentenwerte zu ermitteln[6]). Uebrigens kann man für die Vereinigten Staaten einige recht verdienstvolle, aber wenig bekannte Abhandlungen verzeichnen. Worcester interessiert sich am meisten für die Frage der Longävitat und bringt Mitteilungen über fehlerhafte Angaben des Alters[7]). Mc Cay bearbeitet Gompertz's Formel[8]). E. B. Elliott gab eine bemerkenswerte Abhandlung heraus, in welcher er mit Hülfe verschiedener Interpolationen und mit Anwendung der kontinuierlichen Methode englische und preussische Beobachtungen zu verwerten suchte[9]); kurz nachher berechnete er in rationeller Weise eine Sterbetafel für Massachusetts[10]).

Es ist übrigens nicht immer leicht, den Forschern dieser Periode gerecht zu werden, wenn sie veraltete Methoden in Anwendung bringen; es ist nämlich oft kaum zu entscheiden, ob sie dies aus rein praktischen Gründen gethan haben, weil sie sonst ganz und gar auf die Herstellung der Sterbetafeln hätten verzichten müssen, oder ob sie aus Unkenntnis fehlten. Vielleicht gilt ersteres von dem Holländer Lobatto, dem Ver-

1) Beitrag zur Berichtigung der Sterblichkeits-Tafeln, Rectorats-Programm von H. Karsten. Rostock 1845.

2) On the Rate of Mortality among Persons of Intemperate Habits, Journal Stat Soc XIV 1851. (Vital Statistics, 3. Ausg., p. 201 f.).

3) Edw. Chadwick: On the best Modes of representing accurately, by Statistical Returns, the Duration of Life, and the Pressure and Progress of the Causes of Mortality amongst different Classes of the Community, and amongst the Populations of different Districts and Countries. Journal Stat. Soc. VII. 1844. Neison: On a Method recently proposed for conducting Inquiries into the Comparative Sanatory Condition of various Districts, with Illustrations, derived from numerous Places in Great Britain, at the Period of the last Census, l. c. VII. 1844.

4) J. H. James: An Enquiry as to the Duration of Life in Rural Districts, London 1858 and: Some Account of the Parish churches of Abbey-Dore, Kilpeck, Allensmore and Holmer: with notes of the Heraldry, Epitaphs, and Mortality, Originally published in the Cambrian Journal 1861 and 1862.

5) Inquiry into some points of the Sanatory State of Edinburgh. Edinb. 1857.

6) Tables of the present Value of a Life-Annuity . . . Memoirs of the American Academy of Arts and Sciences New Series, vol I, Cambridge 1833.

7) Remarks on Longevity and the Expectation of Life in the United States . . . Mem. of the Americ Acad . . . New Series I 1833.

8) On the Laws of Human Mortality. Proceedings of the American Ass: for the Advancement of Science. Tenth Meeting Cambridge 1857. Eine von J. A. Fowler: History of Insurance in Philadelphia for two Centuries. Philadelphia 1888, p. 667, citierte Untersuchung desselben Verfassers, auf Todesfällen in the City of Baltimore 1826—1848 fussend, ist mir nicht zugänglich gewesen, ebenso wenig eine von dem bekannten Astronomen Benj. Pierce berechnete Tafel auf Grundlage der Beobachtungen betreffend „Alumni of Harvard University" (Proceedings 1858: E. B. Elliott Law of Mortality in Massachusetts).

9) Vital Statistics Proceedings 1857.

10) Siehe die unter 8) citierte Abh.

fasser einer nicht üblen Darstellung der Lebensversicherung[1]), wenn er seine Tafel für Amsterdam 1816—25 nur auf Todesfälle basiert, und der bekannte preussische Statistiker Engel scheint sich bewusst gewesen zu sein, welche Bedingungen erfüllt sein müssen, um eine rationelle Berechnung der mittleren Lebensdauer aufstellen zu können — ja der Bedingungen, welche er in raschen Zügen skizziert, sind eher zu viele als zu wenige; und doch operiert er gleichzeitig in anregender Weise, aber mit geringer Schärfe mit der Zahl der „alljährlich ins Grab sinkenden" „todten Jahre", d. h. mit der Summe der Altersjahre sämtlicher Verstorbenen einer gegebenen Periode[2]). Der Fehler ist dann aber in jedem Falle der, dass man nicht untersuchte, ob man die nach solchen Methoden berechneten Zahlen wirklich als Approximationen betrachten durfte und welchen Grad der Genauigkeit man den Zahlen beilegen konnte. Noch weniger tief gingen die Untersuchungen der beiden Vorgänger Engel's, J. G. Hoffmann und Dieterici. Ersterer berechnete die mittlere Lebensdauer für irgend ein Alter, indem er die jährliche Anzahl der in höherem Alter als jenem Gestorbenen in die entsprechende Volkszahl dividierte. Für die einzelnen Landesteile ergeben sich bei dieser Methode sehr grosse Differenzen, und die von ihm selbst angegebene (rein willkürliche) Fehlergrenze, 2—3 Proz., wird bei weitem nicht genügen, um die Zahlen verwendbar zu machen. Bemerkenswert ist dagegen seine Berechnung der Lebenden unter 1 Jahr. Er geht davon aus, dass in jedem Zeitraume des ersten Lebensjahres, von der Geburt ab gerechnet, doppelt so viele sterben, als in dem ersten Viertel desselben Zeitabschnittes[3]). Er findet, dass etwa $\frac{2}{3}$ der Todesfälle unter 1 Jahr auf die ersten 6 Monate fallen, und indem er diese Zahl von der Zahl der Geburten des Jahres abzieht, meint er „annähernd die Zahl der gleichzeitig untereinjährig Lebenden" gefunden zu haben. Dass Kinder, welche 1819 geboren waren, noch 1820 unter 1 Jahr alt sterben konnten, hat er gesehen (vgl. Samml. kleiner Schriften 1843, p. 78. Nachlass . . 1847, p. 347).

Dieterici hat eine stattliche Reihe von Abhandlungen in der Akademie der Wissenschaften zu Berlin gelesen; von diesen interessiert uns hier besonders die Abhandlung aus dem Jahre 1858 (Berlin 1859): „Ueber den Begriff der mittleren Lebensdauer und deren Berechnung für den preussischen Staat." Mit sonderbarer Unklarheit, die schlecht mit der Gediegenheit harmoniert, durch welche sich sonst Abhandlungen der Berliner Akademie auszuzeichnen pflegen, verwechselt Dieterici die mittlere und die wahrscheinliche Lebensdauer. Er möchte die mittlere Lebensdauer dadurch bestimmt wissen, dass man „sich überzeugt, bei welchem Alter die vor einer Reihe von Jahren Geborenen bis auf die Hälfte abgestorben waren" oder auch, dass man die Anzahl der Lebenden in jedem Alter mit der Zahl der Altersjahre multipliziert, diese Produkte addiert, so die Summe aller Lebensjahre der Lebenden zusammenstellt und diese mit der Zahl aller lebenden Personen dividiert (l. c. p. 440). Er identifiziert mit anderen Worten auch die mittlere Lebensdauer mit

1) Beschouwing van den aard de voordeelen en de inrigting der maatschappijen van levensverzekering. Amsterdam 1830.

2) Die Sterblichkeit und die Lebenserwartung im preussischen Staate und besonders in Berlin. Zeitschrift des Königlich Preussischen statistischen Bureaus 1861, 1862.

3) Wenn also die Anzahl der verstorbenen Kleinkinder vor dem Alter x gleich d_x gesetzt wird, soll man $d_{4x} = 2d_x$ haben; die Funktion ist also $d_x = K\sqrt{x}$; etwa $\frac{7}{10}$ der in dem ersten Lebensjahre Gestorbenen sind unter $\frac{1}{2}$ Jahr alt gestorben.

dem Durchschnittsalter der lebenden Bevölkerung; auf der folgenden Seite behauptet er dagegen, man müsse dann das durchschnittliche Alter der Gestorbenen berechnen. Dass er nun auch unklar über das Verfahren anderer Statistiker ist, darf nach dem Angeführten nicht Wunder nehmen. Ueberhaupt teilt er diesen Mangel mit sehr vielen anderen; wer sich eine Vorstellung von den älteren Methoden bilden will, ist meist darauf angewiesen, die Autoren erster Hand zu studieren. — Eine Schwierigkeit, die sowohl von Hoffmann wie von Dieterici schwer empfunden wurde, lag in der mangelhaften Altersgruppierung der damaligen preussischen Statistik; die Interpolationslehre war noch zu wenig entwickelt, um hier leicht auszuhelfen; beide genannte Forscher beklagen sich mit Recht über jenen Missstand.

19. Ueberhaupt begegnete damals das Volkszählungsmaterial wie auch sonst die statistischen Beobachtungen über Tod und Leben geringem Zutrauen. Daraus erklärt sich die Thatsache, dass, wo man sich nicht mit einfachen Statistiken begnügte, allerlei Berechnungen vorgeschlagen wurden, um auf Umwegen zu brauchbaren Sterbetafeln zu gelangen. Noch 1854 verwirft A. Guillard die Anwendung der Volkszählungen, die wegen zahlreicher Schwierigkeiten unsicher und ungenau seien[1]). Eulers Methode zur Berechnung von Sterbetafeln spielt daher in dieser Periode eine erhebliche Rolle. So suchte in England David Jones[2]) Haygarths Beobachtungen für Chester unter der Voraussetzung zu bearbeiten, dass die Geburten jährlich um $\frac{1}{2}$ Proz. zunehmen. In Deutschland wird ein ähnlicher Versuch von Tellkampf unternommen, um die Lebensdauer in Hannover zu bestimmen[3]). In Anknüpfung an Euler und Moser geht er von der Hypothese aus, dass die Anzahl der Todesfälle gegebenen Alters der Jetztzeit, um die Zunahme der Bevölkerung zu berüchsichtigen, mit gewissen aus den Volkszahlen der früheren Zeiten abgeleiteten Zahlen zu multiplizieren seien. Dabei ist, wie er selbst hervorhebt, eine stillschweigende Voraussetzung, dass die„ Zunahme der Geburten gleichen Schritt mit derjenigen der Population gehalten und die Absterbeordnung sich nicht erheblich geändert habe.“ Er geht z. B. davon aus, dass die Volkszahl von 1745 etwa 64 Proz. der Volkszahl von 1835 war; die durchschnittliche jährliche Anzahl der Todesfälle der 90jährigen in der Beobachtungsperiode 1824—43 wird dann nach seiner Hypothese mit 0,64 zu dividieren sein, um die Wirkung der Volkszunahme zu neutralisieren. Uebrigens benutzt er dieselbe Reduktion für die ganze Altersstrecke 75—90. Ob nun die gefundene Tafel — welche wie die von D. Jones recht unvollkommen ausgeglichen ist — die faktischen Verhältnisse abspiegelte, kann mit Zuhilfenahme eines von Tellkampf selbst beobachteten Materials annäherungsweise beurteilt werden. Er hat nämlich die Volkszählung von 1833 und die Todesfälle von 1824—43 zur Verfügung, beide auf 7 Altersklassen verteilt (ausserdem auch die Todtgeburten). Teils decken sich aber diese Altersklassen nicht, teils sind die Altersstrecken sehr gross; es ist daher notwendig, eine Interpolation vorzunehmen, eine Disziplin der Mathematik, welche Tellkampf jedoch nicht beherrschte, und so blieb die Aufgabe

1) Eclaircissements sur les tables dites de mortalité (Guillaumin: Annuaire de l'Économie politique 1854, p. 457).

2) On the Value of Annuities etc. 1844.

3) Die Verhältnisse der Bevölkerung und der Lebensdauer im Königreich Hannover. 1846.

ganz ungelöst. Versucht man eine graphische Interpolation — die bei derartigen vorläufigen Untersuchungen in der Regel genügen wird — so gelangt man zu dem Resultat, dass Tellkampfs Tafel bis zum Alter 70 recht zuverlässig ist, nur dass seine Zahlen in der Altersperiode 25—35 wahrscheinlich etwas zu gross, und in den Jahren 45—65 vielleicht ein wenig zu klein sind. Nach dem 70. Jahre sind die Zahlen unsicher. Letzteres lässt sich leicht verstehen, da hier die vorgenommene Reduktion der Zahlen offenbar am gewagtesten ist.

Eine noch gründlichere Untersuchung wurde in Frankreich von Demonferrand vorgenommen[1]. Derselbe sucht eine Korrektur seiner Berechnungen in den Ergebnissen der Militärkonskriptionen. Dieser Gedanke wurde auch von dem französischen Mathematiker J. Bienaymé ausgesprochen[2], welcher Duvillards Tafel als Sterbetafel für Frankreich im 19. Jahrhundert kritisiert und mit Zuhilfenahme der Konskriptionen zu dem negativen Ergebnisse kommt, dass die Tafel nicht mehr brauchbar sei (wie oben klargelegt, hatte Duvillard selbst eine solche Verwendung nicht beabsichtigt). Demonferrand hat kein Vertrauen zu den französischen Volkszählungen, und selbst die Sterbelisten sind nach seiner Auffassung zu lückenhaft, um ohne eine Revision brauchbar zu sein. Deshalb lässt er z. B. für das Departement Nièvre einige wahrscheinlich unrichtige Zahlen weg und führt andere ein, welche den entsprechenden Zahlen in einigen anderen Departements mit analogen Verhältnissen proportional waren. Um auf die Veränderungen der Volkszahl Rücksicht zu nehmen, zog er, wie gesagt, die Ergebnisse der Militärkonskription in Betracht. Die durchschnittliche Zahl der Konskriptionen (im Alter 20—21 Jahre) während der Beobachtungsperiode (1817—31) war ein Anhaltspunkt für die Berechnungen. Wenn er nun von einer jährlichen Zunahme der Geburten gleich 2 pro Mille ausgehen durfte und von einer jährlichen Zunahme der Anzahl Konskribierter gleich 6 pro Mille, so konnte er durch Interpolation die Zuwachsprozente zwischen 0 und 20 Jahren finden; eine Kontrolle der Berechnung lag dann darin, ob er als Endergebnis die gegebene Anzahl 20—21jähriger fände; natürlich setzte er bei diesen Berechnungen dieselbe Bewegung in beiden Geschlechtern voraus. Da er mit einer gewissen Genauigkeit die Gesamtzahl der Bevölkerung kannte, gewann er gleichzeitig die Zahl derer, welche über 21 Jahre alt waren. Nun wusste er ferner, dass jährlich ca. 76 000 über 21 Jahre alte Personen weniger starben, als man nach den Konskriptionsergebnissen erwarten müsste, falls die Volkszahl stationär wäre. Ueber 21 Jahre waren nach seiner Berechnung etwas über 9 Mill. Menschen. Er schloss daraus, dass die Bevölkerung über 21 Jahre durchschnittlich jährlich um 8,3 pro Mille zunahm, und mit diesem Anhalt suchte er dann schliesslich die Korrekturen der Bevölkerung in jeder Altersklasse über 21 Jahre zu bestimmen, indem er verschiedene Proben[3] machte, bis es ihm gelang, auf Zahlen zu kommen, die die verschiedenen allgemeinen und speziellen Bedingungen erfüllten.

Diese umfangreichen Berechnungen, welche er nun auch für einzelne

1) Essai sur les lois de la population et de la mortalité en France. Journal de l'école polytechnique 1838 und 1839.

2) De la durée de la vie en France depuis le commencement du XIX siècle. Annales d'Hygiène XVIII, 1837.

3) On y parvient après quelques tâtonnements qui n'offrent d'autre difficulté que la longueur des calculs. lc. (1838) p. 280.

Teile des Reichs durchführte, sind trotz der abfälligen Kritik, welche u. a. A. Guillard daran geübt hat, aller Wahrscheinlichkeit nach für alle Alter unter 21 Jahren, wenigstens für das männliche Geschlecht, nicht wesentlich unrichtig, weil er hier im ganzen nur mit der Beobachtungsperiode selbst zu operieren hatte und für den Anfang und das Ende der Altersstrecke gute Anhaltspunkte hatte. Nicht so bei den übrigen Berechnungen. Hier liegt den Formeln die Voraussetzung zu Grunde, dass die Bewegungen der Bevölkerung viele Jahre — u. a. während der Revolutionszeit — hindurch denselben Gesetzen folgten wie während der Beobachtungsperiode. Dass die Bevölkerung augenblicklich um 8 pro Mille jährlich zunahm, bewies nicht, dass dies vor 30—40 Jahren auch der Fall war u. s. w. Wahrscheinlich kamen jedoch diese kühn berechneten Tafeln der Wahrheit näher als ein Menschenalter früher die Tafel Duvillards.

Der Gedanke, die Militärkonskriptionen zu benutzen, fand auch in Deutschland einen Boden. Der verdiente Nationalökonom Hermann beabsichtigte eine Sterbetafel aus den Geburten und Sterbefällen aufzubauen (vgl. Kapitel I 19 f.), indem er die Generationen von der Wiege bis zum Grabe beobachten wollte; um aber eine Korrektur zu bekommen, zog er teils die Konskriptionen, teils die Auswanderung in Betracht. Seine Darstellung ist übrigens nicht durchsichtig, doch scheint seine Schlussfolgerung mit Rücksicht auf die Wirkung der Wanderungen auf die Zahl der Militärdienstpflichtigen einigermassen richtig zu sein. Die Verteilung der Sterbefälle nach dem Alter hebt erst mit 1834—35 an; indem er aber von den Beobachtungen aus der Periode 1834—35 bis 1850—51 zurückschliesst, gelangt er dazu, die Geburtszahlen bis auf 1817—18 verwerten zu können, und seine erste Sterbetafel reicht folglich von der Geburt bis zum 34. Altersjahre, einige Jahre später zum 42.[1]). Seine Methode wendet er auch auf die ehelich und unehelich Geborenen an und folgt denselben bis zum 14. Jahre, ohne jedoch auf die Wirkung der Legitimationen Rücksicht zu nehmen.

Hermanns Tafeln, die zwei ältere Tafeln für Bayern von Gebhard[2]) ablösen sollten, mussten ganz natürlich bald veraltet sein. Für die ersten Kinderjahre jedoch blieb seine Methode unangefochten. Schon einige Jahre früher hatte in Dänemark E. Fenger teils in einer 1848 erschienenen Abhandlung[3]), teils im dänischen statistischen Tabellenwerk, 6. Heft, 1842, die Kindersterblichkeit auf dieselbe Weise bezeichnet und mit den aus den Volkszählungen und Sterbelisten gefundenen Zahlen verglichen.

Weder Fenger noch Hermann kümmerten sich übrigens um die kleinere Ungenauigkeit, welche dadurch entsteht, dass nicht alle unter einem Jahre sterbenden Kinder in ihrem Geburtsjahre sterben u. s. w.; diese Fehlerquelle wurde erst später durch Interpolation von Will. Farr[4]), durch unmittelbare Beobachtung von Knapp[5]) und anderen berücksichtigt.

Ein unmittelbar an Euler anknüpfender Versuch wurde für Belgien

---

1) Beiträge zur Statistik des Königsreichs Bayern, Heft III (1854), Heft VIII (1857) und Heft IX (1861).

2) Ueber Wittwen- und Waisenpensionsanstalten, München 1844 (nach Karup, Theoretisches Handbuch der Lebensversicherung. Neue Ausg. Leipzig 1874 citiert).

3) Om Dödelighedsforholdene i Danmark, vgl. oben 89.

4) Vgl. das Sammelwerk von Will. Farr's Leistungen: Vital Statistics, London 1885, S. 190 f.

5) Ueber die Ermittlung der Sterblichkeit, Leipzig 1868.

von Liagre (dem Verfasser einer 1852 erschienenen Wahrscheinlichkeitsrechnung) unternommen. Dieser berechnete auf Grundlage der Sterbelisten 1841—50 und unter Voraussetzung eines jährlichen Bevölkerungszuwachses von 6,2 pro Mille eine Sterbetafel, welche recht gut mit einer ungefähr gleichzeitig von Quetelet auf Grundlage der Volkszählung 1846 und der Sterbezahlen 1841—50 berechneten Tafel übereinstimmte. Dass letzterer diese Thatsache als Beweis der Richtigkeit von Liagres Hypothese über die Volksvermehrung betrachten wollte, war offenbar ein etwas voreiliger Schluss [1]).

20. Einen interessanten Einblick in die zu jener Zeit vor sich gehende Entwickelung giebt ein Streit, der in den 50er Jahren unter den französisch-belgischen Statistikern im Journal des Économistes entbrannte. Hier traten Liagre, Quetelet, Heuschling, Horn und Guillard für ihre Anschauungen ein. A. Guillard, der, wie oben erwähnt, die Volkszählungen mit grossem Misstrauen ansah, schlug eine etwas willkürliche Verbesserung der Sterbezahlen vor, um auf die Verschiebungen der Volkszahl Rücksicht zu nehmen [2]). In den Jahren 1840—49 starben etwa 861 auf je 1000 Geborene. Die ca. 139 überschiessenden Geburten will er dann auf die Todesfälle verteilen, um aus diesen eine passende Dekrementtafel bilden zu können; die Verteilung soll in zusammengesetzter Proportion, teils nach dem Alter, teils nach der Sterbezahl im betreffenden Altersjahr geschehen; die dadurch ermittelten 1000 Todesfälle ergeben durch einfache successive Subtraktion die Dekrementtafel. Wie dieses Verfahren sich erklärt, wird man erkennen, wenn man von der Ein- und Auswanderung ganz absieht und ferner annimmt, dass die Geburtszunahme von einem Jahre bis zu dem Beobachtungsjahre der Zeitdifferenz proportional ist (statt wie bei Liagre in geometrischer Progression wächst). Statt die Sterbezahl in einem gegebenen Alter in Verhältnis zur entsprechenden Geburtszahl zu stellen, kann man dann die gleichzeitige Geburtszahl benutzen und die Sterbezahl entsprechend vermehren, was genau die von Guillard vorgeschlagene Berechnung ergeben wird [3]).

Wo es sich nicht um einen allzugrossen Bevölkerungszuwachs handelt, wird nun offenbar diese Methode bei passender Wahl der Konstanten — wenigstens in gewissen Altersstrecken — kein wesentlich anderes Resultat ergeben, als diejenige Liagres und es dürfte schwer zu entscheiden sein, welche Formel vorzuziehen ist. Viel unvollkommener war dagegen das Verfahren des belgischen Statistikers X. Heuschling. Derselbe wollte einfach den Geburtsüberschuss pro rata auf die Sterbefälle verteilen. Dies musste natürlich ganz dieselbe Absterbeordnung ergeben, als wenn man ohne solche Korrektur auf den Todesfällen allein fusste. Dass Heuschling dies nicht selbst merkte, hatte darin seinen Grund, dass er

1) Vgl. Quetelet: Sur les tables de mortalité et de la population (Bulletin de la commission centrale de statistique V, 1853) and Sur les tables de mortalité et spécialement sur les tables de mortalité de la Belgique. Journal des Économistes 2me série IV (1854).

2) Éclaircissements etc. (Annuaire d'Écon. polit. 1854). Discussion des bases rationnelles de la statistique humaine (Journal des Économistes 2me série, Tome I, 1854).

3) Es sei die Sterbezahl im Alter x d_x, die gleichzeitige Geburtszahl f_o, die Geburtszahl vor x Jahren f_x; Guillards Berechnung setzt dann voraus, dass man $f_o = f_x (1 + kx)$ setzen darf, wo k konstant ist. Der Bruch $\frac{d_x}{f_x}$ verändert sich dann in $\frac{d_x}{f_o} (1 + kx)$, und man muss haben: $f_o = \Sigma d_x (1 + kx)$. Uebrigens war G. selbst der Meinung, es wäre in Frankreich, Belgien die Geburtszahl konstant, die Sterbezahl abnehmend.

bei diesem Verfahren das erste Lebensjahr ausnahm; dadurch erhielt er zwei numerisch verschiedene Ausgangspunkte für den einjährigen Geburtstag, indem er teils die Todesfälle allein pro Mille verteilte, d. h. die im ersten Jahre Verstorbenen von der Sterbezahl abzog, teils dieselbe Zahl von der Geburtszahl subtrahierte, mithin Hermanns Methode auf das erste Lebensjahr in Anwendung brachte. Bei einem Geburtsüberschuss von etwa $\frac{1}{4}$ der Gestorbenen fand er so am einjährigen Geburtstage im ersten Falle 812 von 1000 noch am Leben, also eine Sterblichkeit gleich 188, im zweiten eine Sterbeziffer gleich 150 (die um ein Viertel vergrössert auf 188 anwächst) — folglich 850 Ueberlebende, und von nun an erhält man durchgängig proportionale Zahlen. Diesen Denkfehler haben nun sowohl Liagre wie Quetelet aufgedeckt, und Heuschling erlag nicht ohne einige Bitterkeit im Streite, indem er sich namentlich über ein vermeintliches Plagiat Liagres beklagte [1]).

Inzwischen unternahm die auf der Volkszählung und den Sterbefällen fussende Methode ihren Siegeszug und bald versöhnte man sich mit den etwaigen Mängeln dieser Beobachtungsquellen dermassen, dass man es kaum noch der Mühe wert erachtete, überhaupt den Genauigkeitsgrad der Volkszählungen zu prüfen. Wie oben angeführt, wurden solche Tafeln von Fenger für Dänemark berechnet, 1842, für die Jahre 1835—39 auf Grundlage der Volkszählungen 1834 und 1840; nur ist Fenger nicht recht klar mit Rücksicht auf den Unterschied zwischen Intensität der Sterblichkeit und Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben. In Belgien berechnete, wie gleichfalls schon erwähnt, Ducpetiaux eine Brüsseler Tafel 1840—42 mit der Volkszahl vom 15. März 1842 als Ausgangspunkt, und Quetelet, welcher 1825 und 1827 Sterbetafeln auf Grundlage der Todesfälle für Brüssel und andere Städte berechnete, später solche für Belgien auf Grundlage der Sterbelisten 1841—45 (endlich auch 1841—47) aufstellte, fühlte sich schliesslich bewogen, die Volkszählung 1846 und die Sterbelisten 1841—50 zu verwerten [2]). J. E. Horn veröffentlichte im Bremer Handelsblatt eine Tafel, die auf den Sterbelisten 1841—52 und der Volkszahl 1846 beruhte, und zwar mit Unterscheidung nach Civilstand [3]). Holland erhielt eine Tafel auf Grundlage der Volkszählungen 1840 und 1849 und der Geburten und Sterbefälle 1840—51 (vgl. Journal des Économistes, 2me série, XII, 1856, p. 289). Vor allem können hier die Arbeiten W. Farrs (1807—83) erwähnt werden, dessen Leistungen überhaupt zu den bedeutungsvollsten in der Geschichte der Statistik gehören. Abgesehen von Beiträgen zu „The Lancet“ und „British Annals of Medicine“ ist als Ausgangspunkt seiner reichen Thätigkeit in der Bevölkerungsstatistik sein Artikel: „Vital Statistics“ in Mc Cullochs zum erstenmal 1837 erschienenem „Account of the British Empire“ aufzufassen, und als er 1839 in das Registrar General Office aufgenommen wurde und damit seinen Beruf als praktischer Arzt aufgab, folgte aus seiner Feder eine

1) Xavier Heuschling: Note sur les tables de mortalité (l. c. tome III, 1854) und Lettre au sujet du dernier article de M. Quetelet, IV 1854. Quetelet: Sur les tables de mortalité etc. IV, 1854; Sur la table de mortalité employée par la caisse de retraite. . V, 1855, mit einem nachfolgenden Brief von Liagre.

2) Quetelet: Nouvelles tables de mortalité pour la Belgique (Bull. de la commission centrale de statistique IV, 1851).

3) Vgl. einen Brief von Horn: Journal des Économistes, 2me série, IV, 1854, p. 428 f.

lange Reihe von Berichten, in welchen man die successiven Fortschritte der englischen Bevölkerungsstatistik beobachten kann. Anfänglich war er namentlich bemüht, die Nomenklatur der Krankheiten zu revidieren, bald stand ihm aber eine Fülle von statistischen Beobachtungen zu Gebote, welche zu tiefgehenden Untersuchungen Anlass gaben und namentlich zu einer Reihe richtig konstruierter Sterbetafeln führten. Die erste dieser „Life tables" wurde 1843 veröffentlicht und war auf Grundlage der Todesfälle in England und Wales vom Jahre 1841 und der Volkszählung desselben Jahres berechnet; dem Uebelstand, dass diese Tafel unter den Zufälligkeiten eines einzelnen Jahres leiden musste, wurde bei den späteren Sterbetafeln abgeholfen. Life Table Nr. 2 [1]) wurde aus den Sterbetafeln 1838—44 und der Volkszahl 1841 berechnet, 1864 erschien endlich Life Table Nr. 3 in einem stattlichen Bande [2]) mit vielen Formeln und Hilfstafeln, um die Arbeit für Lebensversicherungszwecke brauchbar zu machen. Ob dies erreicht worden ist, muss freilich dahingestellt bleiben; eine Lebensversicherungsanstalt will in der Regel lieber mit einer Tafel vom eigenen Beobachtungsfelde, wenn dieses auch klein sein mag, durchkommen, als eine für eine umfassende Bevölkerung berechnete verwenden, weil die Unterschiede der Sterblichkeit in den einzelnen Bevölkerungsklassen immerhin bedeutend sind; deshalb hat wohl auch die Farrsche Tafel keine allgemeinere Verwendung gefunden.

Die Grundlage der Tafel bilden die Sterbefälle 1838—54 (17 Jahre) und die — die Mitte der Beobachtungsperiode einigermassen repräsentierenden — Volkszählungen 1841 und 1851. — Ausser diesen Tafeln hat Farr in verschiedenen Reports sehr viele Einzeluntersuchungen veröffentlicht, darunter auch besonders wertvolle Untersuchungen über die professionelle Sterblichkeit; diese Arbeiten gehören jedoch schon mehr der folgenden Periode an.

Auch in anderen Ländern wurden brauchbare Sterbetafeln aufgestellt. Hier sei z. B. die treffliche Untersuchung Schleisners betreffend Island [3]) genannt und die eingehenden Sterblichkeitsuntersuchungen des originellen Forschers Eilert Sundt für Norwegen mit Anwendung der Hermannschen Methode bis zum 10. Jahr [4]). Schweden hat auch, die Tradition fortsetzend, nicht nur eine interessante Statistik einzelner Todesursachen (wie Pocken), sondern auch wertvolle Sterbetafeln geliefert [5]). Leichter zugänglich sind Fr. Hendriks' interessante Darstellungen über die Bevölkerungstatistik Schwedens [6]).

Gleichzeitig mit diesen Fortschritten kann man wesentliche Verbesserungen im Beobachtungsmaterial verzeichnen. Die Zählungen werden genauer und zweckmässiger angelegt; die Altersteilung wird erweitert; die Behörden lernen besser fragen, die Bevölkerungen besser antworten. So war dann endlich die Zeit gekommen, da eine regelmässige, feste,

---

1) 12th Report of the Registrar General of Births, Deaths and Marriages in England (1853). Vgl. auch 9th Report (1849).

2) English Life Table, Tables of Lifetimes, Annuities and Premiums with an Introduction by William Farr. London 1864.

3) P. A. Schleisner: Island undersögt fra et lægevidenskabeligt Synspunkt. Kopenhagen 1849.

4) Om Dödeligheden i Norge, Christiania 1855. Vgl. hier namentl. p. 20 ff. und p. 81 ff.

5) Vgl. z. B. Befolknings-Statistik, Statistiska Central-Byråns Underdåniga Berättelse för Åren 1851 med 1855, Tredje Afdelingen. Stockholm 1860.

6) Vital Statistics of Sweden. Journal of the Stat. Soc. London XXV, 1862.

zielbewusste Arbeit in allen Kulturländern vor sich gehen konnte. So eifrig hat man diese Arbeit betrieben, dass man häufig fast zu viel geleistet hat, Untersuchungen immer und immer wiederholend, die doch schliesslich nur dasselbe Resultat ergaben; die Bändereihen der statistischen Bibliotheken werden immer umfangreicher und gleichförmiger. Aber diese steife Korrektheit der offiziellen statistischen Arbeiten, die in vielen Beziehungen das letzte Menschenalter kennzeichnen, hat auch ihren Nutzen gehabt; geschulte und geübte Statistiker wurden während dieser Periode herausgebildet, die die Lösung der mannigfachen Aufgaben der Jetztzeit vorbereiten können. Und in den massenhaften Veröffentlichungen der statistischen Bureaus wird der Forscher viele Goldkörner finden, die bald für diese, bald für jene Aufgabe bedeutungsvoll sind.

21. Wenn man die Geschichte dieser letzten Periode schildern soll, so stösst man auf mancherlei Schwierigkeiten. Einmal lässt sich immer das am leichtesten beurteilen, was man aus einer gewissen Distanz betrachten kann. Ausserdem ist aber auch die Mannigfaltigkeit so gross, dass man sich kaum mehr auf Einzelheiten einlassen kann, sondern sich damit begnügen muss, die Entwickelung in ihren gröbsten Umrissen zu verfolgen. Dies um so mehr, weil die nachfolgende systematische Darstellung der Mortalitäts- und Morbilitätsstatistik hauptsächlich die Leistungen der statistischen Forschung auf diesen Gebieten während der letzten Dezennien wiedergiebt, Wiederholungen sich also schwer vermeiden liessen, wenn man bei der geschichtlichen Darstellung sich zu sehr auf Einzelheiten einliesse.

In der offiziellen Statistik war man am Anfang dieser Periode so weit gekommen, dass die Volkszählung sozusagen die feste Grundlage aller statistischen Untersuchungen bildete und so war sie denn auch von nun an ein nur in einzelnen Fällen unbenutztes Hauptelement bei den Berechnungen von Sterbetafeln. Die allgemeine Methode — abgesehen von der Kindersterblichkeit — war nunmehr die, aus einer oder mehreren Volkszählungen die dem Tode ausgesetzt gewesenen Personen ausfindig zu machen, und diese Zahlen mit den Sterbezahlen zu vergleichen. Sobald man aber dieser Aufgabe etwas näher treten und eine grössere Genauigkeit erstreben will, ergeben sich zahlreiche mathematische Probleme, über welche man vorerst einen Ueberblick gewinnen muss. Und wirklich ist denn auch auf dem Gebiete der Mortalitätsstatistik eine ganze Disziplin mathematisch-statistischer Forschung entstanden, die dann wieder wesentlich zur Förderung der praktischen Arbeiten der öffentlichen Statistik beigetragen hat. Durch diese Untersuchungen wurden die Bewegungen der Bevölkerungen ins Auge gefasst und homogene Gruppen der Sterbefälle, Geburten u. s. w. ausgeschieden. Eine vielversprechende Einleitung zu diesen Forschungen liegt in einem Werke von Ph. Fischer mit interessanten Untersuchungen über die Methoden der Sterblichkeitsberechnungen (wie die Tellkampfsche)[1]. Bahnbrechend in dieser Beziehung waren G. F. Knapps mit 1868 anhebende Arbeiten[2].

---

1) Grundzüge des auf die menschliche Sterblichkeit gegründeten Versicherungswesens. Oppenheim 1860.

2) Ueber die Ermittlung der Sterblichkeit aus den Aufzeichnungen der Bevölkerungsstatistik, Leipzig 1868. Die Sterblichkeit in Sachsen nach amtlichen Quellen dargestellt, Leipzig 1869. Theorie des Bevölkerungs-Wechsels, Braunschweig 1874.

Kurz nachher traten auch G. Zeuner[1]) und W. Lexis[2]) hervor, ersterer unter erfolgreicher Benutzung einer stereometrischen Darstellung eines Prinzips, welchem sich auch Lexis und italienische Statistiker, wie Perozzo, anschlossen. Ein praktisches Resultat dieser Bestrebungen war die Klarheit, welche dadurch namentlich für die Kindersterblichkeit gewonnen wurde. Wenn der Theorie gemäss ein jedes verstorbene Kind nicht nur nach Alter und Todesjahr sondern auch nach Geburtsjahr registriert wurde, war die rationelle Berechnung der Lebenschancen — von den Wanderungen abgesehen — möglich gemacht. Hier sei übrigens erwähnt, dass eine solche Verbesserung der Statistik schon in den sechziger Jahren von dem damaligen Leiter der oldenburgischen Statistik, dem späterem Direktor des Kaiserlichen statistischen Amts, Karl Becker[3]), vorgenommen wurde; ungefähr gleichzeitig geschah Aehnliches für das Herzogtum Anhalt. Wo solche Verbesserungen nicht stattfanden, ist man auf Interpolationsformeln angewiesen, wie sie u. a. von W. Farr in Vorschlag gebracht worden sind[4]). Wir haben übrigens gesehen, dass bereits ältere Autoren die hier vorliegende Aufgabe theilweise verstanden hatten; es kann diesbezüglich auch ein interessanter Versuch von A. Guillard erwähnt werden, die Zahl der unter 1 Jahr alten aus den Geburten und den Todesfällen des Jahres zu bestimmen[5]).

Ein Vorteil derartiger Beobachtungen für Sterbetafeln überhaupt war nun auch selbstverständlich die grössere Genauigkeit, welche durch sie erzielt wurde. Wenn nach Alter und zugleich nach Geburtsjahr gefragt wird, so werden Anhäufungen um die runden Altersjahre leichter vermieden. Wie übrigens die Vorteile der älteren Methode zur Berechnung von Sterbetafeln mit vorwiegender Interpolation und die auf den hier erwähnten Verbesserungen der Beobachtungen beruhenden Vorteile — bei welchen immerhin die Interpolation schwerlich ganz zu vermeiden ist — gegenseitig in das richtige Verhältnis gebracht werden können, soll in einem späteren Kapitel erörtert werden.

22. Eine Verbesserung der Sterblichkeitsberechnungen wurde 1887 von der deutschen Reichsstatistik unter Beckers Auspicien versucht[6]). Abgesehen von der ins Auge gefassten Beseitigung der Anhäufung auf runde Altersjahre ist diese Arbeit besonders wegen der Rücksichtnahme auf die Wanderungen beachtenswert. Leider konnten hier nur die Wanderungen über die Reichsgrenze hinaus in Betracht gezogen werden und ist die Methode somit nicht auf einzelne Gebietsteile des Reiches anwendbar. Dieselbe läuft darauf hinaus, den nachweisbaren Verlust durch überseeische Aus-

---

1) Abhandlungen zur mathematischen Statistik, Leipzig 1869. Vgl. auch: Zur mathematischen Statistik (Beilage zur Zeitschrift des kgl. sächsischen stat. Bureaus 1885. Dresden 1886) und Neue Sterblichkeitstafeln für die Gesamtbevölkerung des Königreichs Sachsen (Zeitschrift etc. 1894).

2) Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik. Strassburg 1875.

3) Vgl. Lexis l. c. p. 32—33 und Knapp: Theorie des Bevölkerungs-Wechsels, p. 97. Becker hat eine bemerkenswerte Abhandl. geschrieben: Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungsstatistik zu stellende Anforderungen. Berlin 1874.

4) Vital Statistics p. 190 f.

5) Note sur la construction des tables de population. Journal des Économistes, 2me série, XI, 1856.

6) Deutsche Sterbetafel, gegründet auf die Sterblichkeit der Reichsbevölkerung in den 10 Jahren 1871/72 bis 1880/81 (Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reichs. Nov. 1887).

wanderung für jedes Jahr zu bestimmen, den nicht nachweisbaren — aus den Volkszählungen, dem Geburtsüberschuss und der überseeischen Auswanderung berechneten Verlust durch Wanderung in der Periode zwischen zwei Zählungen — auf die einzelnen Kalenderjahre zu verteilen, die so gewonnenen Zahlen hypothetisch — mit Anhaltspunkt im Gesamtverlust jeder Geburtsjahrklasse durch Wanderung — auf die Geburtsjahre zu verteilen und somit durch Ab- und Zuschreiben mit Zuhilfenahme der Sterbefälle und Geburten ein detailliertes Bild der Volks-Zu- oder Abnahme nach Geburtsjahrklassen zu gewinnen. Die so gefundenen Zahlen können als genauer gelten wie die, welche man ohne Berücksichtigung der Wanderungen durch Interpolation aus den Volkszählungen gewinnen würde. — Wesentlich dieselbe Methode wurde kurz nachher von dem lebenskräftigen norwegischen Bureau in Anwendung gebracht [1]).

Eine Fortschreibung der Berliner Bevölkerung mit Berücksichtigung der Zu- und Abgezogenen auf Grund der polizeilichen Meldungen und mit nachfolgender Berichtigung bei der 5jährlichen Volkszählung wurde vom 1. Dezember 1875 ab von dem seit 1875 unter Böckhs Leitung stehenden statistischen Amt der Stadt Berlin vorgenommen, wodurch spezielle jährliche Sterbetafeln für diese Stadt ermöglicht wurden.

Während der bei solchen Methoden gewonnene Genauigkeitsgrad keine wesentlich andere Vorstellung von der Sterblichkeit in ihrer Abhängigkeit vom Alter giebt, als die Rechnungen nach älteren Methoden, wenn auch jene Tafeln der Wahrheit näher kommen, — kann man auf einem wesentlichen Punkte durch Rücksichtnahme auf die Wanderungen unrichtige Vorstellungen beseitigen: nämlich bei der Berechnung der Sterblichkeit der unehelichen und ehelichen Kinder. Gewöhnlich kann man auf den Einfluss der Legitimationen, also die Ueberführung von Kindern aus der Klasse der unehelichen in die der ehelichen keine Rücksicht nehmen; wenn dann nach 1 bis 2 Jahren die unehelichen eine geringere Sterblichkeit als die ehelichen aufweisen, lässt sich nicht entscheiden, wie weit dies als die Wirkung der Legitimation aufzufassen ist. Es ist das Verdienst von Böckh — ebenfalls mit Hülfe der Berliner Beobachtungen — ein Urteil hierüber ermöglicht zu haben mit dem Ergebnis, dass die unehelichen Kinder überhaupt eine grössere Sterblichkeit als die ehelichen haben (vgl. namentlich Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin 1885—86).

Für Sachsen suchte Zeuner eine korrekte Sterbetafel zu berechnen. Er fusst auf Geburtsjahrklassen und Alter und sucht z. B. festzustellen, wie viele 1850 Geborene, am 1. December 1880 Gezählte oder im Laufe des Jahres Gestorbene ihren 30. Geburtstag erlebt haben und 1880 oder 1881 30 Jahr alt gestorben sind; daraus berechnet er dann die Wahrscheinlichkeit einer genau 30 Jahre alten Person, binnen Jahresfrist zu sterben. Zwei Einwände lassen sich gegen dieses Verfahren erheben. Einmal benutzt Zeuner nur einzelne Beobachtungsjahre, nämlich diejenigen, welche um die Volkszählung fallen (in diesem Falle, wo drei Volkszählungen verwertet werden: 1880—81, 1885—86, 1890—91), aber nicht die dazwischen liegenden Zeiträume, und man ist daher stark von den Zufälligkeiten des einzelnen Jahres abhängig. Zweitens kann bei dieser Methode auf die Wanderungen keine Rücksicht genommen werden, welche jedoch in Sachsen nicht unbedeutend sind. Letzterer Ein-

1) Livs- og Dödstabeller for det norske Folk efter Erfaringer fra Tiaaret 1871/72—1880/81. Kristiania 1888.

wand ist um so schwerwiegender, auf je kleinere Gebiete man diese übrigens geistreich begründete Methode anwenden will. Ein Vorteil der Methode sollte sein, dass dadurch die Unebenheiten infolge fehlerhafter Altersangaben ausgeglichen würden. Dies ist auch teilweise der Fall, jedoch sind, wie L. Goldschmidt entwickelt hat (Masius' Rundschau N. F. 7. Jahrgang), wahrscheinlich nicht alle Unebenheiten beseitigt.

Wesentlich nach denselben Prinzipien wie die deutsche Tafel wurden die holländischen Tafeln von A. J. van Pesch berechnet. Schon 1866 gab dieser eine kleine Abhandlung heraus: Aperçu des tables de mortalité, in welcher er die Verteilung der Sterbefälle sowohl nach Alter wie nach Geburtsjahr vorschlug, und in Uebereinstimmung hiermit wurde dann auch von 1870 an die holländische Statistik geändert. Die Sterblichkeit wurde nachher für die beiden Zeiträume 1870—80 und 1880—90 von van Pesch bearbeitet[1]). Für die Kinderjahre ist die Methode dieselbe, wie sie Knapp empfiehlt, indem die Sterblichkeit aus Geburten und Sterbefällen bestimmt wurde. Für die reiferen Jahre nimmt van Pesch in der Volkszählung z. B. vom 3. Dezember 1879 seinen Ausgangspunkt und folgt dann einer Generation, z. B. den aus 1850 Stammenden von Jahr zu Jahr bis zur nächsten Zählung; der sich ergebende, übrigens nicht bedeutende Unterschied (welcher auf Wanderungen zurückzuführen ist) wird auf den ganzen Zeitraum gleichmässig verteilt. Er weiss dann mit recht grosser Genauigkeit, wie viele jedes Jahr dem Tode ausgesetzt waren; hätte er, wie Farr und viele andere es gethan haben, einfach die Durchschnittszahl der Volkszählungen benutzt, so würde er die Eigentümlichkeiten der einzelnen Jahre nicht haben berücksichtigen können.

Auch Belgien hat eine von J. M. J. Leclerc 1893 herausgegebene neue Sterbetafel erhalten[2]). In seinem Berichte vernimmt man noch den Wellenschlag der fünfziger Jahre. Er berechnet drei Tafeln, eine nach derselben Methode wie Liagre, auf Grundlage der Sterbefälle 1881—90 und unter Voraussetzung eines Geburtsüberschusses gleich dem für diese Periode gefundenen. Die Sterbezahl einer jeden Altersklasse erhält also einen Diskontierungsfaktor, um so für alle Alter zusammen auf die Geburtszahl zu führen. Da der Geburtsüberschuss in älteren Perioden geringer war als 1881—90, liegt schon hier eine Fehlerquelle, und thatsächlich weichen die Resultate namentlich in den älteren Jahren bedeutend von den auf Grundlage der Volkszählungen 1880 und 1890 und der dazwischen fallenden Todesfälle berechneten Sterblichkeit ab, wozu auch der Umstand beitragen kann, dass die Sterblichkeit im Laufe des Jahrhunderts Veränderungen unterworfen gewesen ist. Im 85. Altersjahr sind denn auch z. B. ein Neuntel mehr am Leben als nach der auf gewöhnlichem Wege berechneten Tafel.

Er berechnet dann ferner zwei Tafeln nach nahezu denselben Approximativformeln, die er teils Bertillon ainé, teils der deutschen Reichsstatistik zuschreibt, und die notwendigerweise, wo die Sterblichkeit nicht zu gross ist, fast dieselben Zahlen ergeben müssen[3]). Aus diesen

---

1) Sterftetafels voor Nederland, Haarlem 1885 und 'sGravenhage 1897.

2) Tables de mortalité ou de survie et tables de population pour la Belgique. Bruxelles 1893.

3) Ist die Intensität der Sterblichkeit zwischen dem Alter x und x + 1 durchschnittlich μ, die Zahl der Ueberlebenden l_x bezw. l_{x+1}, dann hat man als eine An-

zwei fast identischen Tafeln und der oben erwähnten berechnet er dann eine dritte, die er zuverlässiger findet. Von Personen beiderlei Geschlechts sind z. B. 85 Jahre alt nach „Liagres Methode" 4597, nach den beiden anderen bezw. 4128 und 4103. Als Durchschnitt findet er dann 4276. Viel zuverlässiger dürften die zwei Zahlen 4128 und 4103 sein, namentlich die erstere. Eine solche Zusammenfassung mehrerer Tafeln, als wären sie sämtlich gleich gute Beobachtungen, gilt heutzutage mit Recht als irrationell.

23. Zwei Einwände können noch heutzutage gegenüber der offiziellen Sterblichkeitsstatistik erhoben werden: Erstens ist man noch allzu geneigt auf allgemeine Resultate hinzuarbeiten, wo man viel eher Specialuntersuchungen veranstalten sollte. Die Riesenarbeit, eine Sterbetafel für das Deutsche Reich aufzustellen, ist gewissermassen vergebliche Mühe. Kennt man ja doch schon längst den allgemeinen Verlauf der Sterblichkeit in ihrer Abhängigkeit vom Alter, höchstens dass noch einzelne Punkte unaufgeklärt sind, wie z. B. die Sterblichkeit im extremen Greisenalter. Viel interessanter ist es dagegen, die Sterblichkeit der einzelnen engeren Gebietsteile und Gesellschaftsklassen zu kennen, also die Wirkung der mannigfachen hygienischen und sozialen Verschiedenheiten ausfindig zu machen, selbst wenn solche Beobachtungen bei weitem nicht so spezialisiert sein könnten und die Sterbetafeln nicht so vollkommen wie jene allgemeinen Tafeln für ein ganzes Reich. Auch ausserhalb der offiziellen Statistik kann man ähnliche Anachronismen beobachten. So wenn Scheffler 1868 aus 26 verschiedenen Ueberlebenstafeln, welche er in Hülsses Sammlung mathematischer Tafeln vorgefunden hat — und von denen beispielsweise Duvillards Tafel, Carlisle table, Baumann - Süssmilchs und Kerseboms (sic.) Tafeln, sowie die Mosersche Formel erwähnt werden mögen, — eine mittlere Sterblichkeitstafel bilden will, welche sich für eine Versicherungsanstalt eignen soll, die keine ausgelesene Gesellschaft mit vorzüglicher Gesundheit besitzt und nicht über anderweite zuverlässige Beobachtungen verfügt[1]). Oder wenn Archibald Hewat noch im Jahre 1881 aus sechs Tafeln für Männer, fünf für Frauen und zehn für „Personen" drei neue mittlere Tafeln berechnet, indem er einfach Durchschnittszahlen nimmt[2]).

Der zweite Einwand ist der, dass die Volkszählungen und die übrigen statistischen Beobachtungen allerdings offenbar sehr an Genauigkeit gewonnen haben, dass man aber wenig von dem Grade der Approximation hört. Streng genommen sollte eine jede statistische Massenbeobachtung von Stichproben und Doppelzählungen begleitet sein, aus welchen man ableiten könnte, welche Grenzen für die Zählungs- und Beobachtungsfehler anzunehmen sind. Die ersteren werden durch die riesige Entwickelung der modernen Technik (so z. B. elektrische Zählmaschinen) fast zum Verschwinden gebracht werden können, aber die letzteren, die mehr dem Publikum entstammen, werden kaum jemals aus der Welt geschafft werden.

---

näherung $l_{x+1} = e^{\mu} l_x$, welche Formel ohne grossen Fehler in den folgenden Ausdruck umgewandelt werden kann $\frac{2-\mu}{2+\mu} l_x$. Beide Formeln sind in der Mortalitätsstatistik alte Bekannte.

1) Sterblichkeit und Versicherungswesen, Braunschweig 1868, p. 16 ff.

2) On Mortality Tables: introducing a new Table of Mortality. Being a Paper read before the Philosophical Society of Glasgow (1881).

Fehlerhafte Alters- und Berufsangaben gehören hierher. Erstere können durch Ausgleichungen teilweise neutralisiert werden; hier und da sind auch thatsächlich Stichproben unternommen worden, so in der sächsischen und norwegischen Statistik; ich werde weiter unten auf diese Frage zurückkommen. Noch grösser sind die Ungenauigkeiten der Berufsstatistik, derenwegen mehrere statistische Erhebungen unbrauchbar geworden sind, so z. B. die schweizerische für 1879—82 [1]) und die holländische 1891—92 [2]). Eine Schwierigkeit bilden auch die Wanderungen kurz vor dem Tode z. B. von dem Lande nach städtischen Krankenhäusern, oder beim Gesinde, wenn es wegen Krankheit den Dienst verlässt, um im elterlichen Hause zu sterben. Die letztere Fehlerquelle wurde von H. Sippel für Bamberg untersucht [3]). Es liegt hier eine interessante Zukunftsaufgabe für die offizielle Statistik vor.

Uebrigens lassen sich schon jetzt viele interessante Spezialuntersuchungen verzeichnen. So betreffend die Wirkung des Civilstandes, wo namentlich A. N. Kjœr in origineller Weise die Frage behandelt hat, ob die Mindersterblichkeit der Ehemänner nur auf eine Art Auslese zurückzuführen ist oder ob auch andere Ursachen die Gesundheit der Eheleute günstig beeinflussen [4]). Ferner ist auch die Statistik der Todesursachen reicher und klarer geworden. Endlich sind die Untersuchungen über die Sterblichkeit nach Beruf zn erwähnen, an denen vor allem die englischen Berichte ausserordentlich reich sind. Wie oben erwähnt, wurden schon 1851 Beobachtungen über diese Frage angestellt (14.th Annual Report of Births, Deaths and Marriages). Später folgten Beobachtungen für 1860—61, die mit entsprechenden Beobachtungen für 1871 zusammengestellt wurden [5]). Diese Untersuchungen wurden in dem Supplement to the 45th Report 1885 ergänzt, übrigens weniger vollkommen wegen mangelhafterer Rücksichtnahme auf das Alter, und später in dem Supplement to the 55th Report 1895—97. Diese Berichte bilden die hauptsächlichen Fundgruben für die Statistik der Berufssterblichkeit.

An diese Untersuchungen reihen sich nun verschiedene Gelegenheitsarbeiten. So betreffend die englischen Bergleute [6]). In Schweden war eine Arbeiterkommission bemüht, Beobachtungen über die Berufssterblichkeit zu beschaffen [7]). Oben wurden die Schweiz und die Niederlande erwähnt. Hervorzuheben sind auch die Bestrebungen für Paris von J. Bertillon (De la morbidité et de la mortalité par professions, Seventh International Congress of Hygiene, London 1891). Noch bedeutender waren aber wohl doch die Leistungen Privater auf diesem Gebiete. So die Arbeiten eines Geissler, betreffend die Sterblichkeit und Lebensdauer der sächsischen Aerzte [8]) und die Bearbeitung der Erfahrungen der Gothaer Lebensversicherungsbank von Johannes Karup und

---

1) Die Bewegung der Bevölkerung in der Schweiz im Jahre 1882. Bern 1884.
2) Maandcijfers en andere periodieke opgaven, No. 6, 1895. s'Gravenhage 1896.
3) Das Bamberger Dienstboten-Institut. Bamberg 1889.
4) Livs-og Dödstabeller 1888, p. LXVI f.
5) Supplement to the Twenty Fifth Annual Report etc. London 1865. Supplem. to the Thirty-Fifth Report 1875.
6) Minute of Evidence . . taken before the Commissioners appointed to inquire into the Condition of all Mines in Great Britain with reference to the Health and Safety of Persons employed in such Mines. London 1864.
7) Arbetareförsäkringskomiténs Betänkande. Stockholm 1888—89.
8) Die Sterblichkeit und Lebensdauer der sächsischen Aerzte. Leipzig 1887.

Gollmer, teils betreffend die Aerzte [1]), teils die Geistlichen [2]) oder die Lehrer [3]). In Dänemark gab Th. Sörensen [4]) eine interessante Bearbeitung des Volkszählungs- und Todesfälle-Materials für die Städte, um die Sterblichkeit verschiedener Berufs- und Gesellschaftsklassen zu ermitteln, während Rubin und ich ähnlich die Landbevölkerung einer dänischen Insel behandelten [5]). Durch diese und mehrere andere Arbeiten, deren im folgenden gedacht werden soll, ist es gelungen, einen vorläufigen Ueberblick über die Wirkung des Berufs zu gewinnen.

Dieser Ueberblick ist die Errungenschaft der letzten Dezennien. Vergleichen wir die Arbeiten dieser Periode mit derjenigen eines Guy, Escherich oder Fuchs, so wird man sofort den unermesslichen Fortschritt erkennen. Es giebt selbstverständlich — namentlich unter den medizinischen Statistikern — und zwar hauptsächlich wohl in den sechziger und siebziger Jahren viele Nachzügler, die noch ganz veraltete Methoden verwenden. Ein Beispiel ist Fr. Oesterlen, der Verfasser eines nicht selten zitierten Kompendiums: Handbuch der medicinischen Statistik von (Tübingen 1865) [6]). In diesem Werke werden allerlei Arbeiten ganz kritiklos durcheinander verzeichnet; ein Vorzug sind nur die zahlreichen Litteraturangaben. Allmählich sind jedoch die geschulten Statistiker immer zahlreicher geworden, wenngleich noch Ende des Jahrhunderts eigentümliche Erscheinungen in der Geschichte der Statistik auftreten können [7]).

Das Material dieser Untersuchungen stammt aus drei Quellen, die keineswegs schon erschöpft worden sind. Erstens aus der offiziellen Statistik (wie namentlich England), zweitens aus Erfahrungen der Lebensversicherungsanstalten (wie Gotha); drittens endlich aus Listen über Mitglieder geschlossener Gesellschaften, wie z. B. des ärztlichen Standes, der Geistlichen. Letztere Untersuchungsweise hat sich namentlich für kleinere Gebietsteile, die leicht übersehbar sind, bewährt; die Listen der Versicherungsgesellschaften sind für grössere Verhältnisse geeigneter. Selbstverständlich sind viele Modifikationen denkbar; die oben genannte Untersuchung einer dänischen Landbevölkerung wurde, z. B. wenn über die gesellschaftliche Stellung Zweifel herrschten, durch direkte Anfragen an Ort und Stelle ergänzt.

24. Eine ungemein reichlich fliessende Quelle bildet insbesondere die in neuerer Zeit sich immer kräftiger entwickelnde Arbeiterversicherung. Vor allem sind hier die englischen Friendly Societies zu erwähnen, namentlich der berühmte Krankenkassenorden: Manchester Unity of Odd Fellows (vgl. p. 91). Schon 1850 erschien ein interessanter und trotz einzelner Mängel nach vielen Richtungen brauchbarer Bericht von Henry Rat-

---

1) Die Mortalitätsverhältnisse des ärztlichen Standes. Jahrb. für Nationalök. und Stat. N, F. XIII, 1886.

2) Die Mortalitätsverh. des geistlichen Standes ibd. N. F. XVI, 1888.

3) Die Mortalitätsverh. der Lehrer. ibd. Dritte Folge VIII, 1894.

4) Börnedödeligheden i forskjellige Samfundslag i Danmark. Kjöbenhavn 1883. De ökonomiske Forholds og Beskjæftigelsens Indflydelse paa Dödeligheden. Förste Afdeling: Kjöbenhavn (ibd. 1885), Anden Afdeling: Provinsbyerne (ibd. 1885).

5) Marcus Rubin og Harald Westergaard: Landbefolkningens Dödelighed i Fyens Stift. Kopenh. 1886.

6) Eine sogenannte zweite Ausgabe 1874 scheint nur eine buchhändlerische Spekulation zu sein, um das ganz unveränderte Werk verkaufbar zu machen.

7) So z. B. Georg Heimann: Die Berufskrankheiten der Buchdrucker. Jahrb. für Nat. und Statistik, Dritte Folge X, 1895.

liffe für die Periode 1846—48[1]). Später folgten (1862) die Statistik für 1856—60 und (1872) für 1866—70[2]). Diese Berichte enthalten sehr viele Beobachtungen zur Beurteilung der Kränklichkeit und Sterblichkeit im allgemeinen und (namentlich der älteste) in verschiedenen Berufsklassen und ergänzen somit die ungefähr gleichzeitigen Auskünfte der offiziellen Statistik. Hier kann auch eine italienische offizielle Arbeit über Krankenkassen genannt werden[3]).

In England arbeitete F. G. P. Neison jun. in anerkennenswerter Weise an der Fortbildung der Krankenkassenstatistik, wodurch interessante Thatsachen betreffend die Krankheitsdauer ans Licht gebracht wurden, eine für die finanzielle Lage der Krankenkassen höchst wichtige Frage; so hat er die Statistik der „Rechabites“ und der „Foresters“ bearbeitet[4]).

Endlich hat auch das staatliche Bureau für derartige Vereine (Chief Registry of Friendly Societies) die massenhafte Statistik der Krankenkassen bearbeitet, ohne Rücksicht auf Beruf, aber mit Teilung der Beobachtungen nach Alter, der seit dem Eintritt verflossenen Zeit; auch die Dauer der Krankheit wurde eingehend behandelt[5]).

Für Deutschland kann namentlich auf eine Untersuchung von K. Heym hingewiesen werden, ein Resumé der 20jährigen Erfahrungen einer Leipziger Krankenversicherungsgesellschaft[6]).

So war denn auch auf diesem Gebiete eine ansehnliche Arbeit geleistet, zumal noch mehrere andere Untersuchungen erwähnt werden könnten, was aber erst in einem späteren Kapitel geschehen soll. Interessant ist auch der in New South Wales gemachte Versuch, durch direkte Zählung nicht nur wie gewöhnlich die Zahl der Blinden, Taubstummen, Idioten u. s. w. zu bestimmen, sondern zugleich überhaupt die Anzahl der Personen, welche krank und invalide waren, mit Unterscheidung nach Alter und nach Gesellschaftsklasse[7]).

25. Auch das Lebensversicherungswesen machte in diesem Zeitraum bedeutende Fortschritte, und durch mehrere statistische Erhebungen wurde die Unterlage der Prämienberechnungen viel sicherer als früher. Dies gilt sowohl bezüglich der zur Leibrentenberechnung bestimmten Tafeln, wie für die der Lebensversicherung im engeren Sinne dienenden. Was die ersteren betrifft, so wurden schon oben (p. 91) A. G. Finlaisons

1) Observations on the Rate of Mortality and Sickness existing amongst Friendly Societies . . calculated from the Experience of the Members composing the Manchester Unity of the Independent Order of Odd Fellows. Manchester 1850.

2) Observations . . . Colchester 1862; Independent Order of Odd-Fellows, Manchester Unity. Supplementary Report. July 1th 1872.

3) Statistica della morbosità ossia frequenza e durata delle malattie presso i soci delle società di mutuo soccorso. Roma 1879.

4) The Rates of Mortality and Sickness according to the Experience for ten years 1878—1887 of the Independent Order of Rechabites (Salford Unity) Friendly Society. Manchester 1889.

Rates of Mortality and Sickness according to the Experience for the five years 1871—1875 of the Ancient Order of Foresters Friendly Society. London 1882.

5) Copy of Special Report on Sickness and Mortality experienced in registered Friendly Societies . . by the Actuary to the Friendly Societies (Central Office). London 1896 (Sickness and Mortality Experience deduced from the Quinquennial Returns . . for the years 1856 to 1880 inclusive . . . by William Sutton).

6) Anzahl und Dauer der Krankheiten in gemischter Bevölkerung (Leipzig 1878).

7) T. A. Coghlan: General Report on the eleventh Census of New South Wales. Sydney 1894.

Untersuchungen von 1860 genannt; diesen folgte ein von A. J. Finlaison auf 1883 datierter, 1884 herausgegebener Bericht (Papers relating to the Government Annuities Act. 1882) betreffend die englischen Staatsleibrenten 1808—75. Auf ungefähr derselben Anzahl von Sterbefällen fusste die französische Rentner-Sterbetafel 1890[1]); auch in Deutschland wurden mehrere derartige Tafeln veröffentlicht. Von weitaus grösserer praktischer Bedeutung waren die für die eigentliche Lebensversicherung auf den Todesfall berechneten Tafeln. Die bekannteste dieser Untersuchungen ist diejenige von 20 englischen Gesellschaften, veranstaltet von dem Institute of Actuaries[2]) mit einer Einleitung von dem verdienten englischen Aktuar Samuel Brown; eine Separatuntersuchung für die in Schottland domizilierten Gesellschaften erschien 1872[3]). Die englische Untersuchung giebt eingehende Auskünfte betreffend die „ungesunden Leben", d. h. Personen, deren Gesundheitszustand eine Versicherung zu normalen Prämien nicht gestattet, zugleich mit Rücksicht auf die Wirkung der Dauer der Versicherungszeit auf die Sterblichkeit. In Amerika wurde eine stattliche Reihe von Tafeln veröffentlicht; so von the Mutual Life Insurance Company 1874, Mutual Benefit 1879, Michigan Mutual 1882[4]). Auch hier wurde eine kooperative Tafel hergestellt auf Grundlage der Erfahrungen von 30 Gesellschaften[5]). Wie in den englisch sprechenden Bevölkerungen, so auch in Deutschland und Frankreich. 23 deutsche Gesellschaften veröffentlichten 1883 ihre Erfahrungen mit den von Zillmer ausgeglichenen Tafeln[6]); die Untersuchung zielt wesentlich auf dieselben Aufgaben ab, wie die der 20 englischen Gesellschaften. Ausserdem bearbeiteten auch einzelne Gesellschaften ihre Erfahrungen. So die grosse Lebensversicherungsbank zu Gotha, deren 50jähriges Jubiläum 1880 Anlass zu einem inhaltreichen Bericht gab[7]). Gollmer und Karup, deren Spezialuntersuchungen oben erwähnt wurden, bearbeiteten später die Statistik der Todesursachen derselben Gesellschaft als Ergänzung des genannten Berichts[8]).

In Frankreich wurde 1895 eine gemeinschaftliche Untersuchung abgeschlossen[9]). Endlich haben auch die skandinavischen Lebensversicherungsgesellschaften eine gemeinschaftliche Untersuchung beschlossen.

Durch alle diese Untersuchungen ist eine feste Grundlage für die

---

1) Le moniteur des Assurances 15. Febr. 1890 (hier nach B. Schmerler: Die Sterblichkeitserfahrungen unter den Renten-Versicherten. Berlin 1893, p. 14 zitiert).

2) The Mortality Experience of Life Assurance Companies. Collected by the Institute of Actuaries. London 1869.

3) Observations on the Rate of Mortality of Assured Lives as experienced by the Assurance Companies in Scotland from 1815 to 1863.

4) J. C. Pierson: Life Insurance in the United States (Jaarbokje voor 1894 Uitgegeven door de Vereenigung voor Levensverzekering. Amsterdam 1894).

5) Levi. W. Meech: System and Tables of Life Insurance .... Revised edition for 1886. New York.

6) Deutsche Sterblichkeitstafeln aus den Erfahrungen von dreiundzwanzig Lebensversicherungs-Gesellschaften. Berlin 1883.

7) A. Emminghaus: Mitteilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeitsstatistik der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha für die fünfzig Jahre von 1829 bis 1878. Weimar 1880.

8) Die Sterblichkeit nach Todesursachen unter den Versicherten der Gothaer Lebensversicherungsbank f. D. während der Zeit von 1829—78. Jahrb. für Nationalök. und Stat. N. F. XX, 1890.

9) Tables de mortalité du comité des compagnies d'assurances à primes fixes sur la vie. Paris 1895.

Hauptmasse der Versicherungsgeschäfte gewonnen. Die Fortschritte entsprechen ganz denjenigen der offiziellen Statistik. Grosse Beobachtungsreihen sind für umfassende Gebiete bearbeitet worden, und die technische Behandlung ist dort wie hier befriedigend. Vor allem ist hierbei die englische Zeitschrift Journal of the Institute of Actuaries and Assurance Magazine als Organ der englischen Versicherungsmathematiker von Bedeutung gewesen, unter denen eine Reihe hervorragender Forscher genannt werden kann, wie Sprague, Woolhouse und viele andere. Ein inhaltreiches, in demselben Geiste gehaltenes Kompendium der ganzen Lebensversicherungsdisziplin wurde von W. Sutton und G. King geliefert[1]. In Frankreich arbeiteten die Versicherungsmathematiker in derselben Richtung und ebenfalls in Anlehnung an eine Fachzeitschrift[2]. Der Tradition getreu arbeiteten auch die Holländer eifrig an der Weiterbildung der Versicherungsdisziplin, so Corneille L. Landré, dessen Darstellung holländisch und deutsch erschienen ist[3]. In deutscher Sprache erschienen zahlreiche Abhandlungen von Wittstein, Lazarus u. a. in Zeitschriften und Jahrbüchern, so z. B. im Assekuranz-Jahrbuch, Wien; W. Karup (Vater des oben erwähnten J. Karup) gab 1870 ein Theoretisches Handbuch der Lebensversicherung heraus (zweite Ausg. Leipzig 1874).

Diese Entwickelung zeigte u. a. die grossen Vorteile des in England herausgebildeten Zeichensystems. Auch gewann während dieser Periode die kontinuierliche Methode, also die Anwendung unendlich kleiner Differenzen als Grundlage der Formeln, oder m. a. W. die Differential- und Integralrechnung allmählich die Oberhand, sowie sie auch gleichzeitig der offiziellen Statistik vielfach zu gute kam, indem mehrere der obengenannten Forscher, wie Zeuner, diese Methode mit Vorteil verwerteten. Für das Lebensversicherungswesen insbesondere kann hier auf eine gediegene Untersuchung von Woolhouse hingewiesen werden, welche im Journal of the Institute of Actuaries erschien[4].

Eine Aufgabe, die die Versicherungsmathematiker stark in Anspruch nahm, war die Ausgleichung der Sterbetafeln und anderer Beobachtungsreihen. Während ältere Statistiker oft eine ganz rohe Abstufung der Zahlen vornahmen und die Ausgleichungsergebnisse daher mehrfach äusserst schlecht waren, trat in der neueren Zeit die Forderung in den Vordergrund, die Zahlen so zu bearbeiten, dass einerseits das Ausgleichungsresultat nicht zu sehr von der Beobachtungsgrundlage abweicht, andererseits die Abstufung so vollkommen wie möglich alle zufälligen Unebenheiten beseitigt. Die Methoden können in drei Gruppen gesammelt werden, die graphischen Ausgleichungen, die mechanischen und die Ausgleichungen nach irgend einer die Sterblichkeit darstellenden mathematischen Funktion. Auch hierfür enthält die oben angeführte englische Zeitschrift bedeutungsvolle Beiträge, so von Woolhouse, dessen Methode einer mechanischen

---

1) Institute of Actuaries Textbook . . I Interest (including Annuities — certain) by W. Sutton, London 1882, II Life Contingencies (including Life Annuities and Assurances) by G. King. Eine französische Ausg. wurde 1894 veröffentlicht.

2) Journal des Actuaries Français, später Bulletin de l'Institut des Actuaries Français.

3) Wiskundige hoofdstukken voor levensverzeekering. Utrecht 1893. Mathematisch-technische Kapitel zur Lebensversicherung. Jena 1895.

4) On an Improved Theory of Annuities and Assurances (XV, 1870).

Ausgleichung sehr viele Anhänger gefunden hat [1]), und von Sprague, der für eine graphische Ausgleichung eintritt [2]). Hervorragendes wurde auf diesem Gebiete u. a. von W. Lazarus [3]) geleistet, indem er, wie auch mehrere andere Versicherungsmathematiker, eine analytische Funktion als mutmasslichen Ausdruck der Sterbetafel annahm [4]). Seine Formeln hat er später an der Tafel der 23 Gesellschaften geprüft, welche von Zillmer ohne Angabe seines Verfahrens ausgeglichen worden war [5]). In neuerer Zeit wurden auch teils von Ernst Blaschke, teils von G. Karup Beiträge zur Lösung der Frage geliefert; letzterer verwendet mehrmalige mechanische Ausgleichungen, indem er die Ergebnisse der ersten vorläufigen Ausgleichung auf Grund der rechnungsmässigen und wirklichen Sterbefälle vergleicht und dadurch eine gut abgestufte Tafel erzielt, während ersterer unter eingehender Kritik einer Menge von in Vorschlag gebrachten Methoden und unter Bezugnahme auf die Theorie der Wahrscheinlichheitsrechnung ebenfalls eine Formel ableitet, welche ohne Voraussetzung einer analytischen Funktion in Anwendung gebracht werden kann und folglich als mechanische Ausgleichung aufzufassen ist. — Die oben erwähnte französische Sterbetafel (1885) wurde nach ähnlichen Prinzipien wie den von Lazarus benutzten ausgeglichen.

Der dänische Mathematiker L. Oppermann hat wie Lazarus einen analytischen Ausdruck für die Sterblichkeit — der an die Intensität der Sterblichkeit, nicht an die Zahl der Ueberlebenden anknüpft — zu Grunde gelegt und die Konstanten mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate bestimmt [6]). Eine andere Formel wurde von Thiele angegeben [7]).

Die bunte Menge dieser verschiedenen Vorschläge, deren Liste leicht vervielfältigt werden könnte, ist eine wesentliche Errungenschaft der letzten Dezennien; freilich ist man noch nicht zu einem einheitlichen Verfahren gelangt, vielmehr gehen die Vorschläge oft weit auseinander; aber die Ergebnisse der Ausgleichungsmethoden scheinen unter dieser Konkurrenz immer besser geworden zu sein, was in der oft überraschenden Uebereinstimmung bei Anwendung verschiedener Methoden sich erweist. Wenn also auch keine Einigkeit erzielt wurde, darf man doch das bisher Geleistete als einen grossen Fortschritt bezeichnen, der selbstverständlich auch den Tafeln der offiziellen Statistik für ganze Bevölkerungen wird zu gute kommen können. Wir werden weiter unten auf diese Fragen zurückkommen.

Ein Mangel vieler Untersuchungen war die geringe Rücksichtnahme auf die Zufälligkeiten (das „Gesetz der grossen Zahlen"). Doch kann man auch in dieser Beziehung wesentliche Fortschritte beobachten. Mehrere hervorragende Forscher der Neuzeit wenden rationelle Kriterien an, wie van Pesch, Geissler, u. a. Die Engländer sind vielleicht in dieser

---

1) On Interpolation, Summation and the Adjustment of Numerical Tables (l. c. vol. XI—XII, 1864—66).

2) The Graphic Method of adjusting Mortality Tables (l. c. vol. XXVI, 1887).

3) Die Bestimmung und Ausgleichung der von Beobachtungen abgeleiteten Wahrscheinlichkeiten, Hamburg, 1878 (s. auch die Uebersetzung im Journal of the Inst. of Act, XX, 1878).

4) Die Makehamsche Formel: $l_x = k\,s^x (g)^{c^x}$, wo x das Alter, l_x die Zahl der in diesem Alter Lebenden bedeutet.

5) Zur deutschen Lebensversicherungs-Sterblichkeitstafel (Assecuranz-Jahrbuch VI, 1885).

6) Gram: Om Udjevhing af Dödelighedsiagttagelser og Oppermann's Dödelighedsformel. Tidsskrift for Mathematik. Kopenhagen 1884.

7) En mathematisk Formel for Dödeligheden. Kopenh. 1872. (Ass Mag. XVI, 1872.)

am schwerfälligsten, doch hat u. a. Woolhouse bewiesen, dass er diese Frage vollständig beherrscht[1]). Unter den deutschen Mathematikern zeichnete sich Lazarus durch eine diesbezügliche geistvolle Abhandlung aus[2]). Die wichtige, etwas vernachlässigte Frage, ob man die Kriterien der Wahrscheinlichkeitsrechnung anwenden darf, wurde u. a. von Lexis, Edgeworth, v. Bortkewitsch und mir behandelt[3]).

26. Neben diesen Fortschritten kann in der Lebensversicherung auf eine Reihe von Aufgaben hingewiesen werden, welche wenigstens teilweise und vorläufig ihre Lösung gefunden haben. Die Lebensversicherung ist infolge der wachsenden Beteiligung des Publikums und der harten Konkurrenz der Gesellschaften in stetiger Entwickelung begriffen, und immer neue Gebiete scheinen sich aufzuschliesen. So erstens die Versicherung von Personen mit ungenügendem Gesundheitszustand und von solchen, die sich in ungesunden Gegenden, namentlich in den Tropen aufhalten. In ersterer Beziehung haben die obenerwähnte englische Untersuchung (1869) und nachher mehrere andere Berichte interessante Tafeln mitgeteilt, aus welchen die vermehrte Sterblichkeit der zur Versicherung gegen erhöhte Prämienzahlungen angenommenen Personen, und namentlich der Einfluss der Versicherungsdauer auf diese Sterblichkeit ersehen werden kann. Neben dieser Gruppe gab es eine recht zahlreiche Klasse von Abgelehnten, die wegen irgend einer Krankheit, vermutlicher erblicher Belastung u. dgl. nicht zur Versicherung zugelassen wurden. Für solche Personen haben die wachsende Konkurrenz und das steigende Interesse für derartige Aufgaben zu neuen Versicherungsformen geführt, woraus allmählich ein brauchbares Beobachtungsmaterial entstehen wird. Bisher musste man sich im Wesentlichen damit begnügen, auf Umwegen eine Vorstellung von der Sterblichkeit der Abgelehnten zu gewinnen. Vor allem konnte dies durch ein eingehendes Studium der Vererbung geschehen, namentlich für gewisse Krankheiten wie Tuberkulosis. Da diese Frage auch ein hohes medizinisches Interesse erwecken musste, sind in der letzten Zeit viele medizinalstatistische Arbeiten betr. Beobachtung der Vererbung erschienen, deren gelegentlich der nachstehenden Behandlung dieser Aufgabe gedacht werden soll. Endlich kommen auch verschiedene anthropologische Arbeiten in Betracht. In letzterer Beziehung können die geistreichen, wenngleich statistisch verfehlten Untersuchungen von Ammon genannt werden[4]); zumeist auf anthropologischen Beobachtungen fussend, versucht dieser die natürliche Auslese in der Bildung der Stände, in dem Entstehen und Vergehen gewisser Gruppen zu schildern, ohne dass er jedoch andere störende Ursachen hinlänglich berücksichtigt. Auch die Beobachtungen Galtons[5]) gehen nicht genug ins Detail, besonders die Bearbeitung der Familienaufzeichnungen (Family-Records); in seiner Untersuchung über den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit fusst er z. B. lediglich auf dem Alter beim Tode, und die am Leben bleibenden Personen bleiben fast völlig unberücksichtigt. Die Untersuchungen von

1) On the Philosophy of Statistics Ass. Mag. XVII 1872.

2) On some Problems in the Theory of Statistics Ass Mag XV 1870.

3) Lexis: Zur Theorie der Massenerscheinungen. 1877. Edgeworth: Methods of Statistics. Jubilee Vol. of the Stat. soc. 1885. Westergaard: Zur Theorie der Statistik. Jahrb. für Nat. und Stat. N. F. X. 1885. Grundzüge der Theorie der Statistik 1890. Bortkewitsch: Das Gesetz der kleinen Zahlen. 1898.

4) Die natürliche Auslese beim Menschen. Jena 1893.

5) Vgl. z. B. Hereditary Genius, London 1869. Natural Inheritance, London 1889.

R. E. Thompson über die Vererbung von Phthisis leiden an dem gewöhnlichen Mangel der Hospitalstatistik[1]). Ein eingehendes Studium der Todesursachen namentlich zur Beleuchtung der Frage nach dem Einfluss des Alters der Eltern auf die Lebensdauer der Kinder wurde von Körösy empfohlen[2]).

Eine Betrachtung aller dieser Arbeiten wird zu dem Schluss führen, dass zuverlässige Familienbeobachtungen das beste und ergiebigste Mittel zum Studium der wichtigen Frage der Vererbung liefern werden. Die Bahn wurde in dieser Beziehung hauptsächlich von der englischen Lebensversicherungsgesellschaft National Life Assurance Society gewiesen, welche umfassende Beobachtungen sammelte. Diese wurden in anregender Weise von Ch. Ansell jun. bearbeitet, jedoch wesentlich unter dem Gesichtspunkt anderer Aufgaben[3]). Die Erhebungen wurden später, mit Rücksicht auf vorliegende Frage, von mir behandelt[4]). Noch können aber diese Probleme wesentlich nur als Zukunftsaufgaben bezeichnet werden.

Um zu der Aufgabe betreffend die Sterblichkeit der Abgelehnten zurückzukehren, so hat E. Blaschke einen eingehenden Versuch unternommen, mit Hülfe gewisser Hypothesen und unter Berücksichtigung der Statistik der Todesursachen Prämien für „minderwertige Leben" zu bestimmen[5]). Direkte Erhebungen betreffend die Abgelehnten wurden von dem Komitee zur Behandlung der Erfahrungen der skandinavischen Lebensversicherungsanstalten beschlossen und vorläufige Mitteilungen schon von der Gesellschaft „Danmark" veröffentlicht[6]).

Ueber den Einfluss der Abstinenz von alkoholischen Getränken brachten mehrere Versicherungsgesellschaften wertvolle Aufschlüsse, so betreffend die Sterblichkeit der mit Ausschank und Verkauf spirituoser Getränke Beschäftigten[7]). Namentlich sind zu nennen die Beobachtungen der Gesellschaften, welche Abteilungen für Temperenzler eingerichtet haben, wie Sceptre, Scottish Temperance Life Association, Abstainers and General Insurance Company und namentlich United Kingdom Temperance and General Provident Institution of London, welche letztere eine sehr viel geringere Sterblichkeit unter Temperenzlern als in der allgemeinen Abteilung beobachtete.

Endlich ergab die Lebensversicherungsstatistik bedeutende Beiträge zur Lösung der Frage nach dem Einfluss des Aufenthalts in tropischen Gegenden. Die oben erwähnten englischen Untersuchungen wurden durch einen Bericht über the Madras Military Fund ergänzt[8]). Weitere wert-

1) The different Aspects of Family Phthisis, London 1884.

2) Vgl. u. a. On the Influence of the Age of Parents on the Vitality of their Children. (VII. Congress of Hygiene and Demography, London 1891).

3) Statistics of Families in the Upper and Professional Classes. London 1874.

4) Einige Bemerkungen über den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit, Assecuranz-Jahrbuch X (1889) und spätere Abh. ibidem XIV (1893) und XVI (1895).

5) Denkschrift zur Lösung des Problems der Versicherung minderwertiger Leben. Wien 1895.

6) Westergaard: Ströbemœrkninger om Livsforsikringsvœsenets Fremtidsopgaver (Det gjensidige Forsikringsselskab „Danmarks" Livsforsikringsafdeling 1872 bis 1897, Kopenhagen 1897); betr. die einschlägige Litteratur vgl. auch M. Kehm: Ueber die Versicherung minderwertiger Leben. Jena 1898.

7) Gordon Douglas: Statistics as to the Mortality Experience among assured Lives engaged in the Liquor Trade. Th. Wallace. On the Rate of Mortality among Liquor Sellers (Transact of the Act. Soc. of Edinburgh. Edinburgh II 1891).

8) Report on the Madras Military Fund deduced from the Fifty Years Experience 1808—1858 by Samuel Brown, Peter Hardy and Colonel J. T. Smith. London 1863.

volle Beiträge stammen aus Holland, namentlich von D. Samot[1]) und P. van Geer[2]), welche die Sterblichkeitsbeobachtungen betreffend die Civilbeamten und Militärpersonen in Holländisch-Indien bearbeiteten.

Eine interessante Erweiterung dieser Beobachtungen lag nun ferner in der raschen Entwickelung der offiziellen Statistik, namentlich in Britisch Indien, wodurch zuverlässige Sterbetafeln für die Eingeborenen hergestellt werden können; die Statistik einiger ausgewählter Provinzen, wo die Erhebungen voraussichtlich am genauesten waren, wurde für die Periode 1881—91 mit wertvollen Bemerkungen über die Mittel, die Ungenauigkeiten der Zählungen zu kontrollieren, auf Anregung des Berichterstatters J. A. Baines von dem englischen Aktuar G. F. Hardy bearbeitet[3]). Die sich gleichzeitig rasch entwickelnde japanische Statistik bietet wie die indische ein bisher etwas vernachlässigtes Material zur Lösung der Frage nach dem Einfluss der Race auf die Sterblichkeit.

Noch eine Frage wurde von der Lebensversicherungsstatistik beleuchtet, nämlich die schwierige Aufgabe, den Einfluss der Wohlhabenheit auf den Gesundheitszustand zu bestimmen. Dies geschah mit Hilfe der Versicherungssumme als Anhaltspunkt. Von grosser Bedeutung in dieser Beziehung waren schon die Untersuchungen Wiegands (1869) betr. die Gesellschaft Iduna in Halle[4]); später folgten die Beobachtungen der Lebensversicherungsbank zu Gotha[5]), die weit umfassender waren. Auch ausserhalb Deutschlands wurde dieselbe Frage erörtert, so von G. C. Stenhouse für Schottland[6]). Dadurch wurde eine festere Unterlage für diese ganze, wegen des störenden Einflusses der Berufssterblichkeit sehr verwickelte Frage gewonnen. Einige Beiträge zu derselben Aufgabe auf Grundlage der Städtestatistik werden später erörtert werden.

27. Für verschiedene wichtige Fragen, wie z. B. nach dem Einfluss der geregelten Prostitution, hat die hier behandelte Periode noch keine allgemein anerkannten Ergebnisse zu verzeichnen; über die Impffrage kamen verschiedene Streitschriften zu Tage. Als Beweis der Leidenschaftlichkeit des Streites kann hier der hoffentlich alleinstehende Fall einer bewussten Fälschung der statistischen Thatsachen dienen. Keller, welcher die österreichische Staatseisenbahnstatistik für 1872—74 mit Rücksicht auf die Impffrage behandelte, kam zu impfgegnerischen Resultaten, welche mit Recht ein grosses Aufsehen erregen mussten, bis Körösy bei nochmaliger Bearbeitung des Originalmaterials positive Fälschungen der Beobachtungen nachweisen konnte. Letzterem ist es gelungen, verschiedene selbstständige, indirekte Beweise für die Nützlichkeit der Vaccination beizubringen[7]).

1) Het indisch militair weduven en weezenfonds, s'Gravenhage 1879.

2) Eene sterftetafel voor verzekeringen in Nederlandsch Indie. Jaarboekje voor 1893. Rapport en advies omtrent den weduven-en weezenfonds van burgerlijke ambtenaren in Nederlands-Indie 1896.

3) Note on Age Distribution in India and Rates of Mortality; with Life Tables (Census of India 1891 vol. II., London 1893).

4) Zwei Sterblichkeitstafeln, hervorgegangen aus Erfahrungen bei der Lebensversicherungsgesellschaft „Iduna" in Halle in den Jahren 1863 bis mit 1867. Zeitschrift des preuss. Stat. Bur.: IX 1869).

5) Emminghaus: Mitteilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeitsstatistik der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha 1828 bis 1878. Weimar 1880.

6) The Mortality among Assured Lives viewed in relation to the Sums at Risk. (Transact. of the Act.: Soc.: of Edinburgh II 1891).

7) Die Wiener impfgegnerische Schule und die Statistik (1887); Kritik der Vaccinations-Statistik und neue Beiträge zur Frage des Impfschutzes (Berlin 1889). Neue Beiträge zur Frage des Impfschutzes (Berlin 1891).

Auskünfte über die Pockensterblichkeit und die Wirkung der Vaccination sind auch in den militärischen Berichten zu finden. Die officielle Militärstatistik hat überhaupt während der letzten Jahrzehnte wertvolle Beiträge geliefert, so namentlich betreffend den deutsch-französischen Krieg 1870—71[1]).

Endlich sind auch die Bestrebungen der Neuzeit nach Herstellung einer brauchbaren Unfall- und Invaliditätstatistik zu erwähnen. Selbstverständlich hat in dieser Beziehung die Abeiterversicherungs-Gesetzgebung eine grosse Bedeutung gehabt; aber auch ohne diese würde man wesentliche Fortschritte haben verzeichnen können. So bearbeitete Farr die offiziellen statistischen Daten für England 1851—70[2]). Ungefähr gleichzeitig lieferte Neison eine analoge Statistik betreffend Bergwerke und Eisenbahnen[3]). In Deutschland gab G. Behm (1876) eine Statistik der Mortalitäts-, Invaliditäts- und Morbilitätsverhältnisse bei dem Beamtenpersonal der deutschen Eisenbahnverwaltungen für die Periode 1868—73 heraus, mit Nachträgen für die Jahre 1874—83[4]). Die folgende Periode wurde teils von H. Zimmermann (1884—87), teils von A. Zillmer behandelt (1888—89)[5]). 1888 schrieb Küttner über die Invalidität der Steinkohlenbergleute[6]). Ferner kommen die amtlichen Nachrichten des deutschen Reichsversicherungsamts, wie auch die entsprechenden Veröffentlichungen betreffend die österreichische Unfallversicherung in Betracht, aus welchen schon bedeutungsvolle Thatsachen ans Licht gekommen sind, z. B. mit Rücksicht auf die relative Häufigkeit der Unglücksfälle in verschiedenen Gewerben und die Sterblichkeit der Invaliden unter Rücksichtnahme auf das Alter.

28. So ist denn an der Schwelle des 20. Jahrhunderts eine feste Grundlage für manche Gebiete der Sterblickeits- und Krankheitsstatistik gewonnen. Es fehlen noch recht viele Einzelheiten, die Linien sind noch nicht scharf genug gezogen, um ein ganz getreues Bild zu geben, einzelne Abschnitte haben wohl die richtige Methode erhalten, sind aber noch nicht entsprechend mit Thatsachen ausgestattet, und noch macht sich in manchen Abhandlungen besonders der medizinischen Statistik der Dilettantismus breit. Noch ist es nicht gelungen, aus dem Reichtum der statistischen Ergebnisse überall klar die wirkenden Ursachen bloss zu legen, oft stehen noch wegen der Unvollkommenheit der Beobachtungen viele Ergebnisse einander schroff gegenüber; und dennoch darf man sagen, dass im grossen und ganzen das erreicht worden ist, was den älteren Statistikern erstrebenswert schien, ihnen aber nicht vergönnt war zu schaffen: ein Bild der ganzen Entwickelung des Menschenlebens unter verschiedenen

1) Sanitätsbericht über die deutschen Heere im Kriege gegen Frankreich 1870—71. Herausgeg. von der Militär-Medizinal-Abteilung des Kgl. Preuss. Kriegsministeriums. (II, 1886 Statistischer Teil: Morbidität und Mortalität und VI, 1886 medizinischer Teil A. Seuchen).

2) Net Premiums for Insurance against Fatal Accident. London 1880.

3) The Rate of fatal and non-fatal Accidents in and about Mines and on Railways. London 1880.

4) Statistik der Mortalitäts-, Invaliditäts- und Morbilitätsverhältnisse bei dem Beamtenpersonal der deutschen Eisenbahn-Verwaltungen, im Auftrage des Vereins Deutscher Eisenbahn-Verwaltungen bearbeitet von G. Behm. Berlin 1876—85.

5) Beiträge zur Theorie der Dienstunfähigkeit und Sterbensstatistik. Berlin 1886—91.

6) Neuere Untersuchungen über die Invalidität der Steinkohlenbergleute Preussens (Zeitschrift für das Berg-, Hütten- und Salinenwesen im Preussischen Staate. XXXVI Bd. 1888).

Umständen, von der Wiege bis in das hohe Greisenalter, unter allen den Gefahren, die durch Tod, Invalidität oder Krankheit das Leben abzubrechen oder die Leistungsfähigkeit zu schmälern drohen.

Und hier ergiebt sich denn eine unmittelbare Anknüpfung an andere neuerschlossene Gebiete der statistischen Forschung, so namentlich, wie in der Einleitung hervorgehoben, der gesamten Erwerbsstatistik, wo man die Chancen der Arbeitslosigkeit wegen Krankheit oder anderer Ursachen und die wirtschaftliche Leistungsfähigkeit des Menschen in den verschiedenen Altersklassen zu kennen verlangt.

Was hier nur einleitungsweise und oft nur oberflächlich erwähnt werden konnte, soll nun in der folgenden Darstellung im einzelnen besprochen werden, um dadurch eine möglichst klare Uebersicht über die bisher erreichten Resultate und über den Umfang und die Natur der noch zu lösenden Aufgaben zu gewinnen.

Viertes Kapitel.

Die Beobachtungen.

1. In der Statistik wie in allen positiven Wissenschaften ist es von entscheidender Bedeutung, den Wert und die Genauigkeit der Beobachtungen kennen zu lernen, und wir werden uns daher vorerst mit dieser Aufgabe beschäftigen. Es kommt z. B. darauf an, zu untersuchen, ob und wie weit die Volkszählungen zuverlässig sind, ob dann und wann eine Person zweimal gezählt oder etwa ganz übersehen wird, ja ob sich vielleicht ganze Bevölkerungsgruppen der Zählung entziehen. Oder man wünscht zu wissen, ob es möglich ist, das Urmaterial, welches oft von riesenhaftem Umfang ist, mit vollständiger Genauigkeit zu bearbeiten, oder ob auch hierbei grössere oder kleinere Ungenauigkeiten zu erwarten sind.

Ein naturwissenschaftlich geschulter Forscher würde vielleicht beim ersten Anblick der statistischen Zahlenreihen geneigt sein, eine jede Verwertung derselben von der Hand zu weisen. Auf vielen Gebieten der Statistik ist nämlich die Ungenauigkeit ausserordentlich gross. Es ist z. B. nicht ungewöhnlich, dass die Ausfuhrwerte eines Landes nur $\frac{3}{4}$ der Einfuhr oder weniger betragen, so dass aller Wahrscheinlichkeit nach beträchtliche Werte ganz oder teilweise der Beobachtung entgehen. Und doch unterliegt es keinem Zweifel, dass selbst diese grossen Mängel des Beobachtungsmaterials eine Verwertung desselben nicht ausschliessen, dass man vielmehr in den wechselnden Zahlen des Aussenhandels den Pulsschlag des Weltmarkts fühlen kann. Und in der Bevölkerungsstatistik ist der Boden überdies weitaus fester als in der Handelsstatistik. Nur ist man vielleicht öfter als in den Naturwissenschaften dazu gezwungen, seinen Schlussfolgerungen eine etwas unbestimmtere Form zu geben, indem man z. B. mehr die Richtung als die Stärke der Bewegung kennen lernt; man beschränkt sich beispielsweise darauf zu wissen, dass dieser Beruf gesundheitsschädlicher ist als jener, ohne eben den Unterschied der Sterblichkeit genau zu messen. In vielen Beziehungen ist aber schon diese Errungenschaft äusserst wertvoll.

Denken wir uns z. B., dass man in einem Krankenhaus die an einer gewissen Krankheit leidenden Patienten danach unterscheiden will, ob die Krankheit ererbt oder erworben ist, um dann für jede Abteilung die Sterblichkeit festzustellen. Es werden dabei leicht einige Personen, die eigentlich der zweiten Gruppe angehören, in der ersten registriert werden, und umgekehrt. Kann man nun trotzdem auf einem etwaigen Unterschied in den gefundenen Sterblichkeitskoëffizienten fussen, oder muss man das ganze Material als unbrauchbar beiseite legen? Denken wir uns, dass

die erblich Belasteten rechnerisch die grössere Sterblichkeit aufweisen, dann gilt es zu bestimmen, ob dieses Uebergewicht auch bestehen bleiben würde, wenn die Beobachtungen ganz einwandfrei wären.

Es sei nun die Anzahl der nicht erblich Belasteten a und ihr Sterblichkeitsquotient m, während die b erblich Belasteten eine Sterblichkeit n haben mögen. Irrtümlich seien aber a_1 Personen aus der ersten in der zweiten Gruppe geführt und b_1 aus der zweiten in der ersten, so dass nach der Beobachtung der ersten Gruppe $A = a - a_1 + b_1$, der zweiten $B = b - b_1 + a_1$ Patienten angehören und auf die erste voraussichtlich: $m(a - a_1) + nb_1$, auf die zweite $n(b - b_1) + ma_1$ Sterbefälle kommen, die Sterblichkeitsquotienten also sich nach der Beobachtung auf
$m_1 = m + \frac{n - m}{A} b_1$ und $n_1 = n - \frac{n - m}{B} a_1$ statt m und n stellen.

Es sei z. B. $n > m$; wird dann auch $n_1 > m_1$ sein? Man hat $n_1 - m_1 = (n - m)\left(\frac{b - b_1}{B} - \frac{b_1}{A}\right)$; wenn also $\frac{b - b_1}{B} > \frac{b_1}{A}$, oder, was nur eine Umschreibung ist,

$$\frac{a_1}{B} < \frac{a - a_1}{A}, \left(\text{oder falls man dies vorzieht: } \frac{a_1}{a} < \frac{b - b_1}{b}\right),$$

ist $n_1 > m_1$ und folglich die Richtung der Bewegung trotz der mangelhaften Beobachtung korrekt wiedergegeben, wenngleich der Unterschied zu klein erscheint. Sobald also nur das fremde Element b_1 in der Gruppe A verhältnismässig weniger häufig vorkommt, als das zurückbleibende Element $b - b_1$ in der Gruppe B, also das Bild nicht gänzlich verzerrt ist, darf man trotz der Ungenauigkeit mit vollständiger Sicherheit schliessen. dass die erblich Belasteten eine grössere Sterblichkeit haben als die übrigen. Man habe z. B. die Sterblichkeit 30 bezw. 40 Proz. gefunden; die beiden Gruppen seien gleich gross, es sei aber $\frac{1}{3}$ der Fälle der ersten in die zweite übernommen und umgekehrt, also ein sehr beträchtlicher Fehler gemacht, doch nicht so gross, dass die ganze Gruppe einen neuen Charakter erhält, dann wird man $m = 0{,}2$, $n = 0{,}5$ finden; die Sterblichkeit ist folglich faktisch am grössten in der zweiten Gruppe, aber der Unterschied ist bedeutend grösser als beobachtet. Nur wenn das Bild völlig verschoben ist, wird man zu falschen Ergebnissen kommen. Wäre z. B. nur $\frac{1}{3}$ der Gruppe B wirklich erblich belastet, aber $\frac{2}{3}$ der Gruppe A, enthielte also die Gruppe der anscheinend erblich Belasteten faktisch überwiegend solche mit erworbener Krankheit, dann würde man zu einem Fehlschluss gelangen, denn man würde $m = 0{,}5$, $n = 0{,}2$ finden, statt 0,3 bezw. 0,4.

Selbst wenn z. B. die Gruppe b viel kleiner ist als a und das fremde Element a_1 grösser als b, d. h. wenn in dieser Gruppe die ursprünglichen Elemente fast verschwinden, wird man dennoch einen richtigen Schluss ziehen, falls nur $\frac{a_1}{a} < \frac{b - b_1}{b}$, d. h. a_1 nicht verhältnismässig häufiger gegenüber a ist, als das Residuum $b - b_1$ gegenüber b.

Nun wird man wohl in der Regel annehmen dürfen, dass das Urteil des Beobachters zwar oftmals fehlgreifen, aber doch auch nicht gerade ein Zerrbild hervorbringen wird. Die ausgesprochenen Erblichkeitsfälle werden ohne Ausnahme in die zweite Gruppe übernommen werden und umgekehrt, und die etwas weniger deutlichen Fälle wird man um so eher in dieselbe Gruppe verweisen, je mehr sie Merkmale einer erblichen Be-

lastung erkennen lassen. Ja selbst wo ein Material von mehreren Beobachtern (ein jeder mit seiner Auffassung) gesammelt wird, kann man in der Regel davon ausgehen, dass die Gruppe B in Vergleich zur Gruppe A vorzugsweise erblich belastete Personen umfasst und folglich auch im Gesamtmaterial dasselbe gilt, so unbestimmt auch immer die Grenzen sein mögen.

Letzteres ist nun recht häufig der Fall. Gewisse Eigenschaften einer Person lassen sich allerdings mit grosser Bestimmtheit registrieren, wie z. B. Alter und Geschlecht; schon der Beruf aber verursacht sehr viele Schwierigkeiten, noch mehr der Wohlstand, um von vielen anthropometrischen Eigenschaften, wie z. B. Farbe des Haares oder der Augen, ganz zu schweigen. Auch viele Krankheiten und Abnormitätszustände wie Blödsinn, Taubheit u. s. w. liegen meist nicht klar zu Tage. Jeder, der sich mit statistischen Untersuchungen dieser Art praktisch beschäftigt hat, weiss aus Erfahrung, wie häufig solche zweifelhafte Fälle sind, und wie oft man sich eine etwas willkürliche Regel bilden muss, um doch gewissen Grundsätzen folgen zu können. Es ist dann jedenfalls ein Trost zu wissen, dass richtige Schussfolgerungen aus einem solchen Beobachtungsmaterial nicht von vorn herein ausgeschlossen sind.

2. Viel schwieriger wird aber die Aufgabe, wenn man nicht wie oben bei den Kranken desselben Krankenhauses, deren Schicksal man verfolgen kann, ein einheitliches Material vor sich hat, sondern aus zwei verschiedenen Quellen schöpfen, z. B. die Krankheitsfälle in den Büchern des Krankenhauses, die Todesfälle dagegen in einem Stadtregister suchen muss, also dem Risiko ausgesetzt ist, dass viele Todesfälle der Zählung entgehen oder auch, dass die Zahl der Todesfälle übertrieben gross sich ergiebt. In der That rühren die Zahlen der Gestorbenen und der Lebenden ausserordentlich häufig aus zwei verschiedenen Quellen her. Während man im obigen Beispiele allerdings verschiedene Auffassungen befürchten könnte, so würden diese sich jedem Einzelfall gegenüber konsequent geltend machen, hier haben wir aber zwei Beobachter, vor welchen der eine die Gestorbenen registriert, vielleicht mit einer Neigung, sie als erblich belastet aufzufassen, der andere die Lebenden mit der entgegengesetzten Neigung, einen zweifelhaften Fall als nicht erblich belastet aufzuführen. Diese verschiedene Auffassung kann dann einen verhängnisvollen Einfluss auf die statistischen Schlussfolgerungen üben, und es wird daher von der Hand gelten, eine Vorstellung von der Natur und Richtung dieser Fehlerquellen zu gewinnen. Wo solches nicht möglich ist, wird die Benutzung des Beobachtungsmaterials äusserst bedenklich sein. Verschiedene derartige Fehlerquellen werden im folgenden näher erörtert werden; hier sollen nur einige allgemeine Bemerkungen Platz finden.

Die Sterblichkeit ergiebt sich, wie wir gesehen haben, aus zwei Beobachtungselementen, nämlich den Lebenden und den Verstorbenen. Denken wir uns nun, dass aus irgend einer Ursache die Zahl der Verstorbenen in einer Bevölkerungsklasse überschätzt wird. Wir untersuchen z. B. die Sterblichkeit der Stadtbevölkerung im Vergleich mit der Landbevölkerung. In den Städten liegen aber mehrere Krankenhäuser, die von Landbewohnern mit benutzt werden, so dass in ihnen auch eine Reihe von Todesfällen Ortsfremder eintritt. Gesetzt, dass kein entgegengesetzter Strom nachweisbar ist, wie ein solcher allerdings oft vorkommt, (Sanatorien, Irrenhäuser auf dem Lande u. s. w.), dann wird die Sterblichkeit der Stadtbevölkerung offenbar zu hoch bemessen. Nun ist es

nicht unmöglich, dass diese Fehlerquelle keinen störenden Einfluss übt. Man beobachtet z. B. bisweilen in einzelnen Altersklassen eine grössere Sterblichkeit der Landbevölkerung als der Stadtbevölkerung. Unter der erwähnten Voraussetzung darf man schliessen, dass dieser Unterschied noch grösser erscheinen würde, falls man die verstorbenen Ortsfremden an der richtigen Stelle registriert hätte. Gewöhnlich ist aber umgekehrt bei der Stadtbevölkerung die Sterblichkeit grösser; rührt dies nun von faktischen ungünstigen Ursachen her, oder ist es nur die formale Wirkung der erwähnten Fehlerquelle, so dass die Stadtbevölkerung bei richtiger Beobachtung vielleicht gar eine Untersterblichkeit aufweisen würde. Ohne genauere positive Untersuchung lässt sich diese Frage nicht entscheiden, d. h. es gilt eine durch Thatsachen begründete Vorstellung von der Grösse jener Fehlerquelle zu gewinnen, um den Einfluss derselben auf den Sterblichkeitsquotienten bestimmen zu können.

3. Bei vielen statistischen Erhebungen bleibt eine kleinere oder grössere Anzahl unbestimmter Fälle übrig. Es fragt sich dann, wie man diese mangelhaften Fälle behandeln soll. Trotz der grossen Fortschritte der Technik weist z. B. die dänische Volkszählung von 1890 unter zwei Millionen Einwohnern immerhin noch 1628 Personen mit unbekanntem Alter auf, also 0,8 pro mille. Dieser Mangel ist nun allerdings in vielen Richtungen ganz bedeutungslos. So z. B. wenn man die Verteilung der Bevölkerung auf 10- oder 20jährige Altersklasen untersuchen wollte. Ob man dann die 1628 Personen ganz ausser Betracht lässt oder — wie man oft vorzieht — dieselben pro rata auf sämtliche Altersklassen verteilt, ist ohne grossen Belang. Anders aber, wenn man die Bevölkerung in kleinere Gruppen zerlegen will. Dann muss man vorerst wissen, ob jene Fehler ganz zufällige sind, ob sie ebenso wohl dieses als jenes Alter, diesen als jenen Beruf betreffen können, oder ob vielleicht die Fehler auf ganz bestimmte Gruppen fallen, auf bestimmte gesellschaftliche Klassen u. s. w. Wäre dies der Fall, so würde man leicht Fehlschlüssen ausgesetzt sein. Um vollständig sicher zu gehen, müsste man eine besondere Untersuchung auf diese Fälle richten, z. B. für das ganze Land oder einen Teil desselben konstatieren, welchen gesellschaftlichen Klassen die betreffenden Personen zugehören, auch in einzelnen Orten möglichst durch erneute Untersuchung das Alter dieser Personen ausfindig machen, um zu erfahren, ob die Unsicherheiten verhältnismässig häufig gewisse Altersklassen treffen. Eine solche Stichprobe kann überhaupt bei vielen Untersuchungen äusserst nützlich sein. Bleibt aber trotz allem Nachforschen ein unbestimmtes Residuum, so muss man nun versuchen, die Grenzen des Einflusses der Fehlerquelle zu bestimmen. Eine Untersuchung der dänischen Lebensversicherungsgesellschaft „Danmark“, betreffend die Abgelehnten von 1872—89, welche es nötig machte, jeder einzelnen Person nachzugehen, ergab als Resultat, dass unter 290 Abgelehnten 23 nicht auffindbar waren. Man kann nun zwei Hypothesen aufstellen, entweder, dass alle die 23 Personen am Ende der Beobachtungsperiode noch am Leben waren, oder dass sie während der Beobachtungsperiode, z. B. am Anfang oder vielleicht besser in der Mitte derselben gestorben waren. Wenn man eine solche Berechnung versucht, so ergiebt sich, dass die Sterblichkeit mindestens $2\frac{1}{2}$-, höchstens 4mal so gross war, wie unter den Versicherten. Da man bis vor kurzem überhaupt keine Statistik über die Sterblichkeit der Abgelehnten hatte, ist eine solche Sterblichkeitsmessung nicht wertlos; sie zeigt uns, dass die Sterb-

lichkeit einerseits bedeutend grösser ist als unter Personen mit normalem Gesundheitszustand, aber doch nicht so kolossal, dass eventuelle Lebensversicherungsprämien für bisher Abgelehnte oder Gruppen solcher bei leidlichen Wohlstandsverhältnissen derselben eine unerschwingliche Höhe haben würden. Aller Wahrscheinlichkeit nach dürfte überdies die untere Grenze der Wahrheit am nächsten kommen[1]).

Bei allen derartigen Untersuchungen empfiehlt es sich, die unsicheren Beobachtungen thunlichst von den übrigen gesondert zu halten, um die mögliche Wirkung der einzelnen Fehlerquellen beurteilen zu können. Es wird sich gleich Gelegenheit finden, auf diese Frage zurückzukommen.

4. Ich werde jetzt der Aufgabe etwas näher treten, indem ich im Einzelnen die Aufgaben der Mortalitäts- und Morbilitätsstatistik ins Auge fasse. Im ganzen kann man drei Hauptquellen derselben nennen: die Lebensversicherungsanstalten bezw. Krankenkassen u. dgl., die Personalgeschichte und die offizielle Statistik.

Was zunächst die Lebensversicherung betrifft, so ist man hier in der Regel imstande, sehr genaue Beobachtungen anzustellen. Die Bücher einer Lebensversicherungsgesellschaft gestatten es, eine jede versicherte Person von ihrem Eintritt bis zu ihrem Tod oder Ausscheiden zu verfolgen; zweifelhafte Fälle können nur äusserst selten auftreten. Man kann also mit grosser Genauigkeit feststellen, wie viele Personen in jeder Altersklasse dem Tod ausgesetzt gewesen und wie viele verstorben sind. Die Lebensversicherungsstatistik hat denn auch sehr schöne Beispiele genau berechneter und gut ausgeglichener Sterbetafeln aufzuweisen; die Mathematiker haben hier ein weites Feld für die Anwendung fein ausgedachter Formeln und Methoden gefunden, und die Lebensversicherung selbst hat dadurch nur gewonnen. Nur einige Schwierigkeiten bleiben noch übrig. So die schon oben erwähnte Statistik der Abgelehnten, welche übrigens mehr zur Personalgeschichte gehört.

Ferner spielt die wechselnde Praxis in betreff der Aufnahme der Antragenden mit oder ohne Zuschlagsprämie eine bedeutende Rolle, indem dadurch die Sterblichkeit der Normalen bald höher bald niedriger erscheinen wird, je nachdem die Versicherungsärzte in ihrer Auffassung Optimisten oder Pessimisten sind. Es ist ganz so, wie oben geschildert; die Grenzen der beiden Gruppen sind flüssig, aber es ist hier viel wichtiger, einigermassen genaue Grenzbestimmungen vornehmen zu können, weil die Finanzlage der Gesellschaft davon abhängig ist. Man darf sich nicht darauf beschränken, nur eine Uebersterblichkeit der Versicherten mit Zuschlagsprämien festzustellen, sondern man muss berechnen, wie gross sowohl die Zuschlagsprämien als die normalen Prämien sein müssen, um die ökonomische Lage der Gesellschaft zu sichern, ohne sie gleichzeitig im Konkurrenzkampf gegen andere Gesellschaften zu gefährden. Kommen hierzu noch die überall eintretenden Veränderungen in der Sterblichkeit, so erklärt sich hinlänglich das übliche Bonussystem, das den Versicherten reichlich bemessene Prämien auflegt, zum Ersatz aber einen Teil derselben auf Grundlage häufiger Statusberechnungen und Sterblichkeitsuntersuchungen als notwendiger Ergänzung der Sterbetafel rückgewährt.

---

1) Westergaard: Ströbemærkninger om Livsforsikringsvæsenets Fremtidsopgaver. („Danmarks" Livsforsikrings — Afdeling 1872—1897. Kbh. 1897, p. 127 ff).

Auch bei Zusammenstellungen nach Todesursachen treten selbstverständlich Schwierigkeiten auf, ebenso, wenn man die Sterblichkeit in einzelnen Berufen, oder die der erblich Belasteten, u. s. w. untersuchen will. Dabei werden die Grenzbestimmungen überall mehr oder weniger willkürlich sein; jedenfalls hat man aber doch den grossen Vorteil, dass man eine Individualstatistik vor sich hat, und dass nicht zwei heterogene, vielleicht aus ganz verschiedenen Quellen stammende Massen — der Sterbefälle und der Lebenden — zu vergleichen sind.

Noch grösser sind die in der Krankenkassenstatistik zu überwindenden Schwierigkeiten. Einmal sind hier die Bücher sehr häufig weit unzuverlässiger geführt als bei den Lebensversicherungsanstalten. Die Altersbestimmungen sind oft ungenau, weil die Prämien entweder gar nicht oder nur in geringem Grade nach Alter abgestuft sind. Dazu kommt die Unsicherheit im Krankheitsbegriffe, die bunte Menge von statutarischen Bestimmungen, die verschiedene Auffassung inbetreff der chronischen Krankheiten u. s. w. (vgl. oben p. 23). Nur mit der grössten Vorsicht darf daher die Krankenkassenstatistik zu Untersuchungen über den Einfluss verschiedener Ursachen, wie z. B. Beruf, verwendet werden. An Beobachtungen, die darauf abzielen, den Umfang dieser Ungenauigkeiten und Unvollkommenheiten des Krankenkassenmaterials zu bestimmen, wird man wohl vorläufig kaum denken können.

Zum Teil bereitet auch die Statistik der Unfallversicherungsanstalten recht grosse Schwierigkeiten; allerdings können die einzelnen Beobachtungen mit grosser Genauigkeit vorgenommen werden, aber die verschiedene Handhabung der statutarischen Bestimmungen, die Unklarheit von Begriffen wie der vollständigen oder unvollständigen Invalidität u. s. w., endlich die oft dringende Notwendigkeit, aus der bunten Menge der Unfälle ungleichartige in eine Gruppe zusammenzufassen, um einigermassen zahlreiche Beobachtungen zur Verfügung zu haben, — dies alles bedeutet ebenso viele Schwierigkeiten in dieser noch jungen Disziplin der Statistik.

5. Noch unvollkommener muss ihrer Natur nach die Statistik sein, welche aus der Personalgeschichte geschöpft wird. Das beste Material liefern wohl die in mehreren Ländern vorliegenden Verzeichnisse über „liberale" Professionen, wie die Geistlichen, die Aerzte u. s. w., und aus diesen lassen sich für die Neuzeit in der Regel recht gute Sterblichkeitsbeobachtungen entnehmen. Geht man nicht allzuweit in der Zeit zurück, so wird man z. B. wenigstens für kleinere Länder die Sterblichkeit der Geistlichen der Landeskirche mit fast ähnlicher Genauigkeit wie bei Lebensversicherungsanstalten bestimmen können, indem man den einzelnen Individuen von deren Ordination oder Ernennung bis zum Ablauf der Beobachtungsperiode oder Tod, falls dieser während dieser Periode eingetreten ist, nachgeht; die einzelnen, welche in andere Stellungen übergehen oder auswandern und nachher leicht der Beobachtung entgehen, könnte man als im betreffenden Moment ausgeschieden betrachten. Aehnliches gilt für Civil- nnd Militärbeamte.

Etwas grössere Schwierigkeiten bereiten die Aerzte, Pharmaceuten, Juristen u. s. w. Allerdings hat man auch hier in der Regel ganz bestimmte Ausgangspunkte, ein Examen z. B., aber es ist nicht leicht, die einzelnen Individuen festzuhalten. Einige Personen machen vielleicht gar nicht Gebrauch von ihrem Examen, verlieren sich vielmehr

in andere Stände, andere wandern aus und verschwinden in fremden Ländern, möglicherweise ohne dass man den Zeitpunkt der Auswanderung kennt. Sehr leicht wird man trotz allem Fleiss ein Residuum von Personen behalten, über deren Leben und Tod Unsicherheit herrscht. Einen Vorteil hat man jedoch in der Regel darin, dass man recht genau weiss, welches diese unsicheren Fälle sind und also das Mittel besitzt, den Umfang der Fehlerquelle und die Grenzen ihrer Wirkung zu bestimmen. Man kennt z. B. das Geburts- und Examensjahr einer Person und weiss ferner, dass sie in einer gewissen Zeitspanne ausgewandert ist; es sei diese Periode z. B. 1870—79; wählt man dann hypothetisch die Mitte, 1. Januar 1875 als den Zeitpunkt, in welchem der betreffende aus der Beobachtung geschieden ist, so ist der Fehler höchstens 5 Jahre, und man kann unter Berücksichtigung des Alters schliesslich berechnen, welchen Einfluss ein solcher positiver oder negativer Fehler auf die Sterblichkeitsverhältnisse üben wird; man erhält dann ein Maximum und ein Minimum für die Sterblichkeit. Sehr oft wird jedoch die Anzahl der unsicheren Beobachtungen so klein sein gegenüber den genauen, dass man sie ohne Gefahr ganz ausser Betracht lassen kann. So ergab eine Untersuchung über die dänischen Aerzte einen Fehler von höchstens 165 Jahren auf im ganzen 20 897 Lebensjahre, also als Maximum 8 pm. Diese 165 Jahre betreffen meistens die kräftigste Lebensperiode, wo die Sterblichkeit überhaupt sehr niedrig ist, und der störende Einfluss kann also nur sehr geringfügig sein.

Die Schwierigkeiten mehren sich bedeutend, je weiter die Beobachtungen in der Zeit zurückgehen. Für die dänischen Aerzte ist es z. B. nicht wohl möglich, bis in das 18. Jahrhundert vorzudringen. Besser steht die Sache mit dem geistlichen Stande, für welchen die Urkunden viel zahlreicher und genauer sind, doch giebt es auch hier recht häufig Fälle, die an bedeutender Unklarheit leiden. Bald ist man über das Geburtsjahr ohne Nachricht und muss sich mit dem Immatrikulations- oder Ordinationsjahr als Anhaltspunkt behelfen, bald kennt man das Sterbejahr nicht, sondern vielleicht nur den Zeitpunkt, wo der betreffende in den Ruhestand trat u. s. w. In solchen Fällen muss man sich mit Durchschnittsberechnungen helfen. Denken wir uns, um ein einfaches Beispiel zu wählen, man habe gefunden, dass die Geistlichen in einer gewissen Periode bei ihrem Amtsantritt durchschnittlich 30 Jahr alt waren, dann kann man dieses Alter für sämtliche Personen, deren Geburtsjahr unbekannt, deren Antrittsjahr aber bekannt ist, zu Grunde legen. Man hat damit eine verhältnismässig feste Grundlage für die Berechnungen. Ganz ohne Risiko wird eine solche Durchschnittsberechnung ja freilich nicht sein. Um dies einzusehen, nehme man z. B. rein hypothetisch an, dass unter 1000 Geistlichen bei der Anstellung 500 nur 25 Jahr, 500 dagegen 35 Jahr alt sind. Nach der deutschen Sterbetafel (1871—81) werden unter diesen nach 50 Jahren noch 110, wenn dagegen alle antretende Geistliche genau 30 Jahrn alt wären, nur 92 am Leben sein. Die Erklärung dieser Thatsache liegt in der verschiedenen Absterbeordnung der 25- und 35jährigen u. s. w.; die jüngeren haben eine viel grössere Wahrscheinlichkeit, noch 50 Jahre zu leben, als die älteren. Doch ist der Unterschied in der Regel ausserhalb des Greisenalters nicht eben gross. Von 1000 angehenden Geistlichen würden bei der erwähnten Alterskombination nach 30 Jahren 560 noch am Leben sein; hätte man genau 30jährige vor sich, würde die Zahl 572 sein. Nach 40 Jahren würden

322 bezw. 326 leben. Wenn man jedoch den störenden Einfluss vermeiden will, kann man die beobachtete Altersverteilung der antretenden Geistlichen als Ausgangspunkt verwerten. Als Beispiel greife ich die Isländischen Geistlichen von 1600—1699 heraus. In dieser Periode, wie übrigens auch später, scheint es recht häufig gewesen zu sein, dass man sich in einem vorgerückten Alter, selbst über 40 oder 50 Jahre, dem geistlichen Stande widmete. Wählt man nun die dänische Sterbetafel als Vergleichsmittel und berechnet, wie 100 Personen allmählich absterben, falls sie anfangs so nach Alter verteilt sind wie die angehenden Geistlichen im allgemeinen, und berechnet man dann ferner, wie die Verhältnisse liegen werden, wenn alle gleichaltrig sind (hier 28½ Jahr), so erhält man das folgende Ergebnis:

	Absterbeordnung für Personen, die gleichaltrig sind	nicht gleichaltrig sind
Nach 10 Jahren	93	93
20 „	84	84
30 „	70	70
40 „	50	50
50 „	23	26
60 „	3	6
70 „	0,1	0,4

Der Unterschied ist also auch hier erst im Greisenalter von Belang. Vergleicht man nun die Absterbeordnung der nicht gleichaltrigen mit der faktischen Sterblichkeit, so hat man ein Mittel, die Gesundheitsverhältnisse zu beurteilen.

Diese Bemerkungen haben auch für die allgemeine Bevölkerungsstatistik ihre Bedeutung. Auch hier ist man vielen Fehlern in der Altersangabe ausgesetzt; die als 30 Jahr alt Ausgegebenen sind im besten Falle vielleicht nur durchschnittlich 30 Jahr alt; da aber die Altersdifferenzen hier wahrscheinlich viel unbedeutender sind, als in der oben erwähnten Untersuchung, so darf man gewiss in der Regel voraussetzen, dass diese Fehlerquelle keinen grösseren Einfluss üben wird; nur für das Greisenalter gilt es sehr vorsichtig zu sein. Weiter unten wird diese Frage näher erörtert werden.

Es giebt indessen auch Fälle, wo man sich mit derartigen Durchschnittsberechnungen gar nicht helfen kann. So waren bei der Untersuchung betreffend Island für einige Geistliche aus dem 17. Jahrhundert Geburtsjahr und Antrittsjahr unbekannt; dagegen war für dieselben das Antrittsjahr für das zweite Amt bekannt. 7 solche Personen, die selbstverständlich aller Wahrscheinlichkeit nach älter als angehende Geistliche waren, lebten zusammen während des 17. Jahrhunderts 157 Jahre. Da es sich bei dem zweiten Amt um grosse Altersabweichnungen handeln kann, würde also eine Durchschnittsberechnung hier recht gewagt sein. Dies gilt noch mehr, wenn das Sterbejahr das einzig bekannte ist. Ein Durchschnittsalter hier vorauszusetzen oder ähnliche Durchschnittsberechnungen vorzunehmen, wird sich nicht lohnen, denn dieses kann ja nur aus den übrigen Beobachtungen berechnet werden; neue Erfahrungen kommen also nicht hinzu; das Ergebnis muss folglich dasselbe sein wie das schon gefundene. Hier bleibt nichts anderes übrig, als einfach die unvollkommenen Beobachtungen ausser Betracht zu lassen, indem man nur die Vorsichtsmassregel verfolgt, diese Beobachtungen ihrer Anzahl und ihren übrigen Eigenschaften nach genau zu verzeichnen, um von der verursachten Störung eine Vorstellung zu haben.

Man könnte fragen, ob man nicht besser alle diese unsicheren Beobachtungen überhaupt aus dem Spiel lassen sollte. Dies lässt sich allerdings verteidigen, wo die unsicheren Beobachtungen nur verhältnismässig selten sind; wo letzteres nicht der Fall ist, kann ihre Ausseracht-lassung leicht systematische Fehler veranlassen. Die Ursachen für die Ungenauigkeit einer Beobachtung können höchst verschieden sein. Die Urkunden (Kirchenbücher u. s. w.) sind vielleicht zu Grunde gegangen und deshalb die betreffenden Auskünfte nicht zu haben; dann wird die Lücke vermutlich Junge ebensowohl wie Alte betreffen. In anderen Fällen sind die Lücken und Ungenauigkeiten bei den jungen Personen eher zu erwarten, als bei den älteren. Letztere haben z. B. eher Gelegenheit gehabt, sich als Schriftsteller u. s. w. bekannt zu machen, oder sie haben eine zahlreiche Familie zeugen können, so dass mit grösserer Wahrscheinlichkeit sich ein Nachkomme fand, der biographische Einzelheiten aufzeichnete. Kurz es steht dann zu erwarten, dass die genauen Beobachtungen allein eine zu geringe Sterblichkeit ergeben, und es wird daher notwendig sein, auch die unvollkommenen Beobachtungen thunlichst zu bearbeiten. Ausnahmen von dieser Regel lassen sich wohl finden. So z. B. der Fall, dass ein Geistlicher in den Ruhestand trat, und man wohl den Zeitpunkt, wo dies geschah, finden kann, nicht aber das Sterbejahr. Solche Personen haben natürlich im allgemeinen verhältnismässig lange gelebt.

Als reiche Fundgrube kann die blühende Stammtafellitteratur der Neuzeit angeführt werden. Eine Bearbeitung derselben ist u. a. aus Rücksicht auf die wichtige Frage nach dem Einfluss der Vererbung empfehlenswert. Auch hier treten jedoch leicht systematische Fehler auf. Viele Stammtafeln interessieren sich hauptsächlich für die Personen, welche das erwachsene Alter erreicht haben oder doch jedenfalls nicht in den ersten Kinderjahren gestorben sind. Dies wird sich besonders in den älteren Zweigen des Stammbaumes geltend machen, und ein Studium der ehemaligen Sterblichkeit kann leicht das Resultat ergeben, dass die Kindersterblichkeit ehemals geringer war als jetzt, während man sonst in der Regel das entgegengesetzte finden wird. So auch bei anderen Fragen, wie z. B. nach dem Einfluss der Fruchtbarkeit in der Ehe auf die Sterblichkeit der Kinder. Eine Familie hat z. B. 8 Kinder, von denen 5 jung starben, aber von diesen sind vielleicht nur 2 verzeichnet; man hat also 5 Kinder mit 2 Todesfällen, so dass die Familie einer ganz anderen Grössenkategorie anzugehören scheint. Oder man untersucht die Sterblichkeit der Erstgeborenen. Das erste Kind ist aber früh verstorben und nicht verzeichnet; die als erstgeborene verzeichnete Person ist faktisch das zweite Kind. Diese Fehler zu berücksichtigen ist sehr schwierig; eine bestmögliche Kritik muss bei solchen Untersuchungen oft ganze Stammtafeln als unbrauchbar bei Seite legen.

6. Was nun endlich die offizielle Statistik betrifft, so darf man in der Regel davon ausgehen, dass die heutigen technischen Fortschritte, besonders wo Zählkarten und gar elektrische Maschinen in Gebrauch sind, eine hinlänglich genaue Bearbeitung des eingesammelten Materials gestatten. Auf Individual-Zählkarten kann man ein für allemal die zu behandelnden Eigenschaften übertragen; der Bearbeiter braucht sich dann nicht um die Klassifizierung der gezählten Person in diese oder jene Gruppe zu sorgen; diese Arbeit kann ein für allemal und nach einheit-

lichen Grundsätzen gemacht werden. Bei gewissenhafter Bearbeitung werden die Fehler gewöhnlich höchst unbedeutend sein und nicht den Charakter des systematischen in bestimmter Richtung wirkenden Fehlers annehmen.

Auch die Gefahr eines Fehlers bei Uebertragung in die Zählkarte ist nicht gross, da letztere einer wiederholten Revision unterworfen werden kann. Selbst wo Zählkarten nicht verwendet werden, ist es nicht unmöglich, recht gute Resultate zu erzielen. Als Beispiel möge eine Neubearbeitung des dänischen Volkszählungsmaterials von 1880 für die Landdistrikte Fünens dienen. In diesen waren 172 085 über 5 Jahr alte Personen gezählt; in der Neubearbeitung waren jedoch die den Städten zugehörigen Landdistrikte u. a. ausgeschlossen, mit einer gezählten Bevölkerung von 8848 Personen in allen Altersklassen. Die Altersverteilung dieser Bevölkerung liegt im Tabellenwerk nicht vor; in den Kleinstädten Dänemarks waren aber gegen 13 Proz. der Bevölkerung unter 5 Jahr alt, in den Städten Fünens allein etwas über 12 Proz. Bringt man nun 13 bezw. 12 Proz. in Abzug, so erhält man 7698 bezw. 7786, so dass für das der Neubearbeitung unterworfene Gebiet mutmasslich 164 299 bis 164 387 Personen übrig bleiben. Die Neubearbeitung selbst ergab 164 358, also jedenfalls einen sehr geringfügigen Unterschied [1]).

Oft werden die Volkszählungen einer beschleunigten Bearbeitung unterworfen, weil man baldmöglichst die Volkszahl veröffentlichen will, nachher folgt dann eine gründlichere und wohl auch genauere Behandlung. Gemäss einer solchen vorläufigen Aufzählung hatte Kopenhagen am 1. Februar 1895 333 714 Einwohner. Die endgültige Bearbeitung der Volkszählungslisten ergab 333 835, also eine Differenz von 121 oder nur $\frac{1}{3}$ pro Mille. In Frankfurt a. M. wurden am 2. Dezember 1895 nach der vorläufigen Revision 229 299 als orstanwesend angegeben, nach dem endgültigen Ergebnisse 229 279, also eine noch kleinere Differenz.

Anders liegt die Sache mit dem Urmaterial. Wie gewissenhaft auch die Zähler arbeiten, so wird man doch kaum grösseren oder kleineren Ungenauigkeiten entgehen können. Diese Ungenauigkeiten können von verschiedener Art sein, einige derselben mögen im folgenden erörtert werden.

Was vorerst die Volkszählung betrifft, so wird selbstverständlich sehr viel von der Intelligenz und dem Kulturstandpunkt der Bevölkerung, teilweise auch von gewissen äusseren Bedingungen, wie den Kommunikationsverhältnissen abhängen. So z. B. bei der grossartigen Volkszählung in Britisch Indien 1891, wo in gewissen Gebieten, deren Bevölkerung nicht lesen konnte, Bambusrohre für jeden Einwohner gesammelt wurden, kleinere für Kinder, grössere für Erwachsene, und wo in manchen Gebirgsgebieten der Schnee die rechtzeitige Zählung verhinderte u. s. w. [2]). Im grossen und ganzen wird ein moderner Kulturstaat aber viele Mittel zur Verfügung haben, um genaue Auskünfte betreffend die einzelnen Einwohner einzusammeln, und nur einige Fehlerquellen bleiben übrig, die schwer zu beseitigen sind.

Oben (p. 55) wurde ein Beispiel einer doppelten Zählung im

---

1) Vgl. Rubin und Westergaard, Landbefolkningens Dödelighed i Fyens Stift. Kopenh. 1886, p. 20 ff.

2) Vgl. R. H. Hooker, Modes of Census-Taking in the British Dominions. Journal Stat. Soc. London, June 1894.

18. Jahrhundert in Berlin erwähnt, die ein ungemein günstiges Resultat ergab; dass auch weniger gute Resultate erzielt werden konnten, zeigt allerdings das Beispiel von Carlisle (p. 58). Auch aus neuerer Zeit datieren einige Versuche ähnlicher Art. So hat E. Würzburger für Dresden anlässlich der Volkszählung vom 2. Dezember 1895 ein lehrreiches Experiment angestellt inbetreff der Kleinkinder. Nach den standesamtlichen, durchaus genauen Meldungen sollten von den im Oktober bezw. November (inkl. 1. Dezember) 1895 geborenen Kindern 756 bezw. 753 am Zählungstag noch am Leben sein. Gezählt wurden jedoch nur 709 bezw. 717. Genaue Nachfragen an Ort und Stelle ergaben nun als Resultat, dass 42 im Oktober und 16 im November geborene Kinder aus Dresden fortgeschafft, 5 bezw. 20 in Dresden anwesend, aber nicht in die Zählungslisten eingetragen waren. Die Zahl der nach der Volkszählung im ersten Lebensmonat Stehenden war also gegen 3 Proz. zu klein, der im zweiten Monate Lebenden kaum um 1 Proz. Ein Kind war zur Zeit der Volkszählung bereits verstorben, aber in die Listen irrtümlich eingetragen [1]). Diese Beobachtungen bestätigten ganz die Erfahrungen, welche überhaupt im Königreich Sachsen gemacht wurden. Nach der sächsischen Statistik für die drei Zählungsjahre 1880, 1885 und 1890 betreffend die in diesen Jahren Geborenen aber vor der Volkszählung gestorbenen hatte man die folgenden Zahlen [2]):

		Anzahl gemäss der Volkszählung.	Nach den standesamtlichen Angaben.	Differenz.
	1880	44 630	45 047	417
Knaben	1885	48 949	49 698	749
	1890	50 510	51 670	1160
	1880	43 779	44 486	707
Mädchen	1885	48 495	49 162	667
	1890	50 159	51 160	1001

Die Geburten und die Todesfälle der Kleinkinder werden durch die Standesämter genau registriert; auch das Alter scheint bei der Volkszählung hinlänglich genau ermittelt zu werden, indem seit 1867 nach dem Geburtstage und Geburtsjahre gefragt wird; die Gefahr, dass einige Kinder zu alt aufgeführt werden, ist daher hier verschwindend klein. Wenn dann die Volkszahl nach dem Census kleiner erscheint, als nach den standesamtlichen Angaben, so ist es nicht unwahrscheinlich, dass einige (namentlich ungetaufte) Kinder bei der Volkszählung nicht aufgenommen wurden.

Zu einem entgegengesetzten Resultat gelangte übrigens die norwegische Statistik, die ebenfalls nach Geburtsjahr fragt. Am 1. Januar 1891 wurden 29 781 untereinjährige Knaben und 28 510 Mädchen gezählt. Zieht man aber von den 1890 Geborenen die Todesfälle ab und nimmt man ferner auf den Auswanderungsüberschuss Rücksicht, so erhält man 28 976 bezw. 27 848, also etwas weniger [3]).

Noch einige andere Fehlerquellen lassen sich aufführen. Bei einer Volkszählung, die am 31. Dezember vor sich geht, wird es leicht vorkommen, dass eine Person, die am 1. Januar stirbt, nicht eingetragen,

---

1) Zur Frage der Genauigkeit der Volkszählungen. Jahrb. für Nationalök. und Stat. 1896, I, p. 614.

2) Gustav Zeuner, Neue Sterblichkeitstafeln für die Gesamtbevölkerung des Königreichs Sachsen, Zeitschrift des Kgl. Sächs. Stat. Bureau 1894, I—II, p. 22.

3) Livs- og Dödstabeller for det norske Folk. Kristiania 1898, p. IV.

eine andere, die einen Tag vor der Zählung starb, mitgenommen wird (vgl. die oben erwähnte Beobachtung für Dresden). Ferner werden einzelne Vagabonden vielleicht übersehen werden, Personen, die eben ihre Wohnung wechseln, werden vielleicht versehentlich zweimal registriert, aber derartige Fälle werden wahrscheinlich nur Ausnahmefälle sein. Als Zeugnis für die Möglichkeit, die Volkszahl einigermassen genau zu bestimmen, kann hier die schwedische Statistik angeführt werden. In einem ausgezeichneten Bericht, betreffend die Volkszahl von 1890, wird diese Frage eingehend erörtert[1]). Die schwedische Bevölkerungsstatistik beruht hauptsächlich auf Parochiallisten der Einwohner nebst jährlichen Verzeichnissen der Geborenen, Verstorbenen, der Ab- und Zugezogenen; jedes 10. Jahr wird eine ausführliche Volksberechnung von den Pfarrern ausgearbeitet (für Stockholm — früher auch für Gothenburg — ist die Ordnung eine besondere). Ausserdem existieren auch jährliche Steuerlisten, und so haben wir zwei einander kontrollierende Quellen zur Bestimmung der Volkszahl. Nach den Steuerlisten (Mantalsskrifningar), in den beiden Grossstädten von Anfang 1891 und in den übrigen Teilen des Reiches vom November bis Dezember 1890, waren nun 4783750 Personen vorhanden; die eigentliche Volksberechnung ergab für den 31. Dezember 1890 dagegen 4784981; nicht aufgenommen in den Steuerlisten waren die Lappengemeinden in Iemtland (825 Personen); ferner sind 283 Personen den Steuerlisten zuzufügen, welche als nicht vorgefunden abgeschrieben worden waren, aber später bei genauer Nachforschung in Stockholm vorgefunden wurden. Man erhält dann schliesslich als Differenz nur 123 Personen. Etwas grösser stellt sich die Differenz, wenn man die einzelnen Gruppen der Bevölkerung untersucht; so war die Zahl der Männer nach den Parochiallisten um 1925 grösser als nach den Steuerlisten, die Zahl der Frauen um 1802 kleiner, aber selbst bei einer solchen Abweichung kann noch von einer grossen Genauigkeit der statistischen Erhebungen gesprochen werden.

8. Um nun der Frage noch etwas näher zu treten, will ich nach den einzelnen Fehlerquellen fragen, welche bei Zerlegung der Bevölkerung in einzelne Klassen zum Vorschein kommen; ich fange mit dem Altersaufbau an.

Man kann, wie schon oben angedeutet, auf dem Fragebogen bei der Volkszählung in zweierlei Weise nach dem Alter fragen. Entweder kann man unmittelbar das Alter eintragen, oder aber das Geburtsjahr (eventuell auch den Geburtstag), bisweilen durch das Alter ergänzt, verzeichnen lassen. Die letztere Methode ist offenbar die vollkommenere, teils weil man detailliertere Auskünfte erhält, teils auch, weil leichter eine genaue Angabe zu erwarten ist, wenn es sich um die immer gleichbleibende Thatsache, das Geburtsjahr, als um das im Laufe der Zeit wechselnde Alter handelt. Namentlich wird sich herausstellen, dass die Anhäufung um die runden Altersjahre grösser wird, wenn man unmittelbar nach dem Alter fragt. Verschwinden wird diese Ueberfüllung der runden Altersjahre allerdings bei keiner von beiden Methoden. Bei jeder Volkszählung wird es viele Personen geben, die nur eine ungefähre Vorstellung von ihrem Alter haben und ihr Geburtsjahr nur durch Subtraktion dieses Alters von dem laufenden Kalenderjahr zu finden wissen. Die Zählung sei am 31. Dezember 1890; die betreffende Person meint etwa 40 Jahre alt

1) Bidrag till Sveriges officiela Statistik. A. Ny följd. XXXII, 3. Stockholm 1895.

zu sein; ihr Geburtsjahr wird dann als 1850 ermittelt, und dieses Jahr wird in den Fragebogen eingetragen. Dass die Fehlerquelle thatsächlich nicht beseitigt wird, zeigt u. a. folgendes Beispiel, betreffend die männliche Bevölkerung, aus der norwegischen Statistik (vgl. Livs. og Dödstabeller u. s. w., p. VI).

Geburtsjahr	Gezählt am 1. Jan. 1891	Von 1000 Lebendgeborenen wurden bei der Volkszählung lebend befunden
1855	11 503	455
1854	11 614	454
1853	10 523	440
1852	10 230	451
1851	10 005	433
1850	10 555	475
1849	9 478	417
1848	9 194	438
1847	8 935	417
1846	9 048	421
Zus.:	101 085	

Es lässt sich allerdings denken, dass die einzelnen Generationen eine verschiedene Vitalität namentlich in den ersten Lebensjahren gehabt haben; auch kann die Ein- und Auswanderung sich etwas verschieden gestellt haben; dennoch werden schwerlich diese Ursachen die grossen Differenzen genügend erklären. Wenn von der Generation 1850 noch 475 pro Mille, von der Generation 1851 nur 433 noch am Leben (und in Norwegen anwesend) sein sollen, dann kann man nicht umhin, an die oben berührte Fehlerquelle als die hauptsächlichste Erklärung der Ueberfüllung der runden Jahre zu denken.

Wie man nun diese Unebenheiten durch Interpolation oder Ausgleichung behandeln kann, soll später erörtert werden. Hier sei nur bemerkt, dass eine Stichprobe sehr zu empfehlen ist, indem man also darüber klar zu werden versucht, wie häufig derartige Fehler in den verschiedenen Stadien des Lebens sind. Uebrigens muss man darauf vorbereitet sein, dass die einzelnen Länder leicht verschiedene Ergebnisse liefern, sowohl mit Rücksicht auf die runden Altersjahre wie mit Rücksicht auf andere Fehler in den Altersangaben. Der verschiedene Stand der Volksbildung ist schon von ausserordentlicher Bedeutung in dieser Beziehung; teilweise können aber auch wohl sprachliche Eigentümlichkeiten gewisse spezielle fehlerhafte Altersangaben begünstigen, die bald in dieser, bald in jener Richtung wirken.

Um in dieser Beziehung einen positiven Beitrag zu liefern, mögen einige Beobachtungen von der letzten Kopenhagener Zählung vom 1. Februar 1895 angeführt werden. In den Listen eines Vororts von Kopenhagen (Sundbyerne) wurden 988 Personen herausgesucht, von denen Alter (in Jahren), wie Geburtsjahr und Geburtstag eingetragen worden war. Geht man nun von der Voraussetzung aus, dass, wo sich eine Differenz herausstellt, die Angabe der Geburtszeit die richtige ist, dann wird man als Hauptergebnis finden, dass nur 19 Personen ihr Alter um mehr als ein Jahr falsch (zu viel oder zu wenig) angegeben haben; dagegen war für nicht weniger als 285 Personen das Alter (in ganzen Jahren berechnet) um ein Jahr zu hoch oder zu niedrig eingetragen, und zwar war das Alter in der Regel übertrieben, nur in 40 Fällen hatten die Ge-

zählten ihr Alter zu niedrig angegeben. Das Nähere lässt sich aus nachstehender Tafel ersehen.

Geburtstag	Das Alter war 1 Jahr zu niedrig	richtig	1 Jahr zu hoch	Zusammen
1.—14. Febr.	—	16	25	41
15.—28. „	—	21	21	42
März	3	57	27	87
April—Juni	7	171	82	260
Juli—Sept.	5	164	47	216
Okt.—Nov.	3	190	41	234
Januar	22	65	2	89
Zusammen	40	684	245	969

Findet die Volkszählung kurz vor dem Geburtstag statt, so wird man unwillkürlich sehr häufig das am Geburtstage erreichte Alter vorweg nehmen. Eine am 5. Februar 1840 geborene Person wird sich also z. B. am 1. Februar 1895 öfters als schon 55jährig angeben, wenngleich sie erst volle 54 Jahre erlebt hat. Auch die später im Jahre Geborenen deklarieren sich leicht ein Jahr älter als sie sind, unter den April bis Juni Geborenen nicht weniger als etwa ein Drittel. Eigentümlich ist aber die Stellung der in Januar Geborenen; hier ist nämlich eine Unterschätzung des Alters recht häufig, eine Uebertreibung dagegen selten. Vielleicht ist vielen das neu erreichte Alter noch nicht geläufig, das hommt erst nach und nach, vielleicht auch ist die Altersangabe aus einer Berechnung hervorgegangen, und man ist noch nicht gewöhnt, das neue Kalenderjahr in Rechnung zu ziehen. Der am 5. Januar 1840 Geborene mag meinen, er müsse einfach 1840 von 1894 statt von 1895 abziehen. Jedenfalls scheint aus diesen Zahlen hervorzugehen, dass eine absichtliche Unterschätzung des Alters nicht sehr häufig ist. Wenn man gemeint hat, dass die Censusergebnisse für England-Wales und namentlich für Frankreich darauf hindeuten, dass viele Frauen über 25 oder 30 Jahr sich als jünger angegeben haben, indem Frankreich z. B. 1886 mehr Frauen im Alter 20—25 als im Alter 15—20 hatte[1]), so müssen jedenfalls vorerst u. a. die Einflüsse der Wanderungen in Betracht gezogen werden, die eben in dieser Altersstrecke bedeutend sind.

Die für Dänemark gemachten Erfahrungen werden teilweise durch eine Untersuchung für Livland bestätigt. Durch eine sorgfältige Nachforschung über alle Verstorbenen einer längeren Periode in einem Kirchspiel fand Erich Oehrn die wirkliche Altersverteilung in Vergleich mit der aus den Todesanzeigen hervorgehenden[2]). Bei Bearbeitung des von ihm gesammelten Materials ergiebt sich, dass das Alter durchschnittlich um etwa 4 Monate zu hoch angegeben ist. Für das erste Lebensjahr ist eine Ueberfüllung des dritten, sechsten, neunten und zwölften Lebensmonats unverkennbar, was also auf gewisse Gewohnheiten bei der Registrierung hindeutet. Wie in Norwegen ist das Gesamtresultat für Kinder unter einem Jahre dieses, dass die nicht korrigierte Zahl die richtige etwas übertrifft; diesem Fehler entsprechen dann ähnliche Unterschätzungen in den folgenden Altersjahren, deren Gesamtwirkung ein kleiner Ueberschuss der korrigierten Zahlen ist. In den späteren Lebensperioden scheint ein Umschlag einzutreten, und je höher das Alter, um so grösser scheint die

1) Hooker l. c. p. 348.

2) Biostatik dreier Landkirchspiele Livlands in den Jahren 1834—1881. Dorpat 1883, p. 114 f.

durchschnittliche Uebertreibung zu sein. Könnte man diese Erfahrungen auf die lebende Bevölkerung übertragen, so würde man daher wegen der etwas anderen Altersbesetzung für die Gesamtbevölkerung eine etwas niedrigere durchschnittliche Uebertreibung finden. Das Nähere wird aus folgender Uebersicht erhellen:

Alter	Korrigierte	Nicht korrigierte
	Zahlen	
0—4 J.	5 375	5 328
5—19 „	1 642	1 654
20—39 „	1 278	1 247
40—59 „	2 159	2 118
60— „	2 117	2 224
unbekannt	18	18
Zusammen	12 589	12 589

Was die sehr hohen Lebensalter betrifft, so ergab eine Bearbeitung des norwegischen Volkszählungsmaterials von 1891 ebenfalls eine durchschnittliche Altersübertreibung, die hier etwa 10 Monate beträgt[1]). Aber eben in diesem Altersgebiete wird man je nach der Kulturstufe und der Einrichtung der Statistik höchst verschiedene Ergebnisse erwarten können, und namentlich waren in früheren Zeiten die Uebertreibungen wahrscheinlich viel grösser. So berichteten 1823 mehrere amerikanische Zeitungen von einem Neger in Georgetown, Columbia, der in einem Alter von 135 Jahren gestorben sein sollte, während eine genaue Nachforschung als Resultat ergab, dass er nur 85 Jahre alt war[2]).

Im ganzen können jedoch die hier mitgeteilten Erfahrungen zur Beruhigung dienen, wenngleich sie allerdings zu eindringenden Untersuchungen in allen Ländern durch Stichproben u. s. w. auffordern, um die Fehler genauer zu bestimmen. Nach den Ergebnissen derartiger Stichproben wird dann zu entscheiden sein, wie man den Fehlern Rechnung tragen soll. Wie oben p. 125 bemerkt, wird die Wirkung in der Regel kaum gross sein. Denken wir uns, um ein einfaches Beispiel herauszugreifen, dass die Zählung der Lebenden einer Altersklasse statt dieser diejenige einer Mischung dreier aufeinanderfolgender Altersklassen darstellt und das Analoge bei den Sterbefällen zutrifft. Es seien die richtigen Zahlen der Sterbefälle der drei Klassen α, β und γ, die der Lebenden a, b und c, es seien ferner mit genügender Approximation die Sterbewahrscheinlichkeiten $\varsigma - \varepsilon$, ς und $\varsigma + \varepsilon$; endlich denken wir uns, dass wir statt $b : pa + qb + rc$ und statt $\beta : p\alpha + q\beta + r\gamma$ gefunden haben, wo $p + q + r = 1$ gesetzt werden darf. Als Sterbewahrscheinlichkeit wird somit für die Altersklasse in der Mitte nicht $\varsigma = \frac{\beta}{b}$, sondern $\frac{p\alpha + q\beta + r\gamma}{pa + qb + rc}$ gefunden. Eliminiert man q, α, β und γ, so erhält man die unrichtige Sterbenswahrscheinlichkeit: $\varsigma - \frac{\varepsilon(pa - rc)}{p(a - b) - r(b - c) + b}$ statt ς. Ist beispielsweise $p = r$ und sind a, b und c einigermassen mit den Ueberlebenden nach der Sterbetafel proportional, so wird man einen Fehler gleich (approximativ): $2p.\varepsilon.\varsigma$ finden; da $p \leqq \frac{1}{2}$ hat man als obere Grenze $\varepsilon.\varsigma$.

---

1) Westergaard: Mortality in Extreme Old Age. The Economic Journal, June 1899.

2) J. E. Worcester: Remarks on Longevity. 1833.

Nach der letzten norwegischen Tafel für beide Geschlechter ist für das Alter 59 $\varsigma = 0{,}0182$ und $\varepsilon = 0{,}0014$; der Fehler ist somit annäherungsweise 0,00002548. 2p und seine obere Grenze 0,00002548.

Allgemeine Regeln für die hier empfohlenen Stichproben lassen sich nicht wohl aufstellen; nur lasse man sich durch die anscheinend grossen Schwierigkeiten nicht abschrecken; selbst sehr umfassende Nachforschungen lassen sich oft mit recht geringer Mühe durchführen. Bei der oben erwähnten Untersuchung für Fünen war es uns darum zu thun, genauere Auskunft über die Vermögensverhältnisse und den Beruf einer grossen Anzahl von Personen zu ermitteln. Bei 164 000 Personen, um welche es sich im ganzen handelte, wurden über 80 000 Anfragen an Lehrer und andere in der betreffenden Gegend wohnhafte Personen gerichtet und im allgemeinen in sehr befriedigender Weise beantwortet[1]).

9. Was nun die anderen gebräuchlichen Einteilungen der Bevölkerung betrifft, so mögen vorerst ein paar Bemerkungen betreffend den Civilstand Platz greifen. Zu Zweifeln werden hier teils die Geschiedenen und in wilder Ehe Lebenden, teils die unehelich Geborenen Veranlassung geben. Erklärlicherweise werden in sehr vielen Fällen die Geschiedenen eine gewisse Scheu haben, ihren wirklichen Civilstand anzugeben, sie werden sich vielleicht als verheiratet oder ledig, oder — namentlich wenn die frühere Ehehälfte verstorben ist — als verwitwet einzeichnen lassen; auf der anderen Seite werden sich die Separierten häufig als endgültig geschieden ausgeben, in anderen Fällen dagegen als verheiratet. Eine auf die Separationen und Ehescheidungen in Dänemark gerichtete Untersuchung ergab für 1880 das Resultat, dass die Zahl der geschiedenen Männer nach der Volkszählung dieses Jahres eine recht grosse Wahrscheinlichkeit für sich hatte, wogegen die Anzahl der geschiedenen Frauen wahrscheinlich nicht unbedeutend zu niedrig gegriffen war[2]). Diese Untersuchung geschah unter der Voraussetzung, dass die Separierten bei den Geschiedenen nicht mitgerechnet würden, als aber die Volkszählung von 1890 sowohl nach Geschiedenen als Separierten frug, erhielt man für beide Klassen zusammen ungefähr die gleiche Anzahl wie 1880 für Geschiedene allein (1880: 5977, 1890: 3125 Separierte und 2740 Geschiedene). Aller Wahrscheinlichkeit nach bleibt die Statistik der Geschiedenen somit weit von der Wahrheit entfernt. Nun ist dies insofern ohne Belang, weil die Geschiedenen immerhin nur einen kleinen Bruchteil der Bevölkerung ausmachen, die Zahlenverhältnisse der Ledigen, Verheirateten und Verwitweten werden daher kaum wesentlich beeinflusst werden. Beispielsweise sei erwähnt, dass die Anzahlen der Ehemänner und Ehefrauen nach der dänischen Volkszählung von 1890 sich fast genau decken, wenngleich selbstverständlich durch Abwesenheit der Gatten kleinere Differenzen entstehen müssen (373 843 Männer, 374 453 Frauen).

Noch schwieriger würde es sein, die faktisch aufgelösten Ehen ausfindig zu machen; die Kopenhagener Zählung von 1890, die eine Rubrik für Ehefrauen hatte, welche von ihren Gatten verlassen waren, ergab im ganzen nur 128 derartige Fälle, wahrscheinlich ebenfalls weit weniger, als den Thatsachen entspricht.

---

1) Rubin und Westergaard l. c. p. 19—20.

2) Westergaard: Separationer og Skilsmisser i Danmark. Nationalökonomisk Tidsskrift 1887 p. 133 ff..

Wenn man nun die Sterblichkeit der Geschiedenen (Separierten) untersuchen will, wird man wahrscheinlich leichter bei dem Todesfall genaue Nachricht über den Civilstand erhalten als bei der Volkszählung. Hier sind die Anzeigen beim Standesamt oder dem Pfarrer schon Anlass zu einer näheren Untersuchung, während bei einem Census der Betreffende selbst seinen Civilstand angeben soll. Aller Wahrscheinlichkeit nach werden daher die aus solchen Thatsachen berechneten Sterblichkeitscoëfficienten zu hoch ausfallen, ohne dass man leicht den Umfang dieser Fehlerquelle zu bestimmen vermag.

Was die Anzahl der Ledigen betrifft, so werden wohl viele im Konkubinat Lebende, namentlich vielleicht Frauen, sich als verheiratet registrieren lassen. In kleinen Orten dürfte diese Fehlerquelle — wie übrigens auch für die Geschiedenen — nur eine untergeordnete Rolle spielen; nicht so aber in den Grossstädten, wo sich überhaupt viel loses Gesindel verbirgt. Doch werden die Todesfälle meistens richtig registriert werden können, und folglich wird auch hier die Sterblichkeit der Ledigen leicht etwas überschätzt werden; ein näheres Studium der Sittlichkeitsverhältnisse dürfte zu empfehlen sein, um Anhaltspunkte für eine übrigens sehr schwierige Beurteilung dieser Fehlerquelle zu gewinnen. Doch steht wohl zu hoffen, dass diese Fehlerquelle in der Regel von keinem grösseren Einfluss ist. Für die Sterblichkeit nach Civilstand wird man selbstverständlich leichter zu sicheren Ergebnissen gelangen, wenn man die Stammtafellitteratur und ähnliche Quellen der Personalgeschichte bearbeitet, als auf Grundlage der offiziellen Statistik.

In betreff der unehelich Geborenen stellen sich zwei Schwierigkeiten in den Weg. Einmal werden die unehelich Geborenen recht häufig von dem betreffenden Ort entfernt, vielleicht aus der Grossstadt auf das Land (ganz besonders, wenn öffentliche Gebäranstalten in den Städten liegen). Diese Fehlerquelle wird aber wenigstens in der Hauptsache verschwinden, wenn man das ganze Reich zusammenfasst, ohne die Sterblichkeit der illegitimen Kinder für Stadt und Land besonders zu untersuchen. Schwieriger lässt sich aber die andere Fehlerquelle beseitigen, dass viele illegitime Kinder durch die nachfolgende Ehe ihrer Eltern legitimiert werden. Diese Wanderung aus der Gruppe der unehelichen Kinder in diejenige der ehelichen wird leicht eine Unterschätzung der Sterblichkeit der unehelichen hervorbringen, denn die Berechnung der Kindersterblichkeit fusst, wie oben entwickelt, meistens auf Geburten und Todesfällen. Ohne eine Statistik der Legitimationen wird man nun nicht im stande sein, die Todesfälle der Legitimierten in die Gruppe, welcher sie ihrer Geburt nach zugehören, zurückzuführen, und man ist ohne nähere Prüfung dieser Fehlerquelle bedeutenden Fehlschlüssen ausgesetzt. Interessante Beobachtungen in dieser Richtung wurden, wie oben p. 104 erwähnt, für Berlin angestellt; sie sollen in einem späteren Kapitel näher erörtert werden.

10. Grosse Schwierigkeiten treten auch in der Berufsstatistik auf. Man hat es hier mit einer solchen Unzahl von Einteilungen und Berufsbenennungen zu thun, dass man sehr leicht irregeführt wird. Einzelne derartige Schwierigkeiten springen sofort ins Auge. So die aus Berufsänderungen und Wanderungen, z. B. der Dienstboten erwachsenden. Sehr häufig wird man für letztere Berufsklasse eine auffallend kleine Sterblichkeit beobachten. Rührt dies nun aber daher, dass die Gesundheitsverhältnisse wirklich günstig sind, oder ist es nur dem Umstande zuzuschreiben,

dass viele Dienstboten wegen Kränklichkeit ihre Stellung aufgeben und nachher in ihrer Heimat sterben, wo sie vielleicht im elterlichen Hause als ohne besonderen Beruf bei ihrem Tode registriert werden? In einer Arbeit betreffend das Bamberger Dienstboten-Institut hat Sippel diese Frage behandelt; er bemühte sich, zuverlässige Nachrichten über diejenigen Dienstboten zu sammeln, die während einer 5jährigen Periode ungeheilt das Krankenhaus verlassen hatten, nachdem sie vorher, namentlich wegen chronischer lebensbedrohlicher Krankheiten behandelt worden waren; er fand, dass, die Sterblichkeit des weiblichen Gesindes nach diesen Beobachtungen um den vierten Teil vergrössert werden müsste[1]).

Uebrigens werden wohl besonders die Lehrlingsjahre und das Greisenalter Schwierigkeiten veranlassen. Die Greise werden bald nach ihrem früheren Berufe, bald als Pensionäre, Rentiers u. s. w. angeführt, für die Lehrlinge besteht teils dieselbe Fehlerquelle wie für die Dienstboten, teils wird die Berufsbezeichnung in diesen Jahren oft recht willkürlich und unbestimmt sein. Dies würde nun alles relativ keinen Schaden stiften, wenn nur die Volkszahl und die Todesfälle verhältnismässig denselben Anteil an dieser Fehlerquelle hätten; leider ist dieses aber nur selten der Fall. Beispiele für derartige Schwierigkeiten können aus der holländischen Statistik angeführt werden[2]). Bei einem interessanten Versuch, für die Beobachtung der Berufssterblichkeit Material zu beschaffen, wurden Ende 1889 ca. 849000 Personen vom Alter 18—50 Jahre in den einzelnen Berufen gezählt, und es starben in derselben Bevölkerungsklasse 1891—92 1,7%. Für 1100 Zuckerraffineure wurden aber nur 2 Todesfälle registriert, wenngleich ihr Altersaufbau ein normaler war, und die Sterblichkeit der „Sjouwerlieden" betrug nur etwas über ein Drittel der Gesamtsterblichkeit, obschon dieser Beruf wahrscheinlich nicht zu den gesündesten gehört und eine so grosse Differenz überhaupt selten ist. Das Material schwebt somit oft sozusagen in der Luft. Findet man nur kleinere Differenzen, so ist man geneigt auf ihm zu bauen, im umgekehrten Fall die Beobachtungen als unzuverlässig zu verwerfen. Offenbar darf man sich überhaupt auf solche Beobachtungen nur dann vollständig verlassen, wenn man Gelegenheit gehabt hat, das Material gründlich zu prüfen.

11. Bei vielen Untersuchungen über die Sterblichkeit, z. B. für Stadt und Land, spielen die Wanderungen eine erhebliche Rolle. Es wird z. B. die Volkszahl einer Stadt am Ende eines Jahres gefunden und mit der jährlichen daselbst eintretenden Anzahl von Sterbefällen verglichen. Aber im Sommer reisen viele Erwachsene und Kinder während ihrer Ferien von der Stadt auf das Land; viele Seeleute sind am Jahreswechsel zu Hause, sonst aber während eines grossen Teils des Jahres abwesend u. s. w. Wenn man dann die Sterblichkeit der ortsanwesenden Bevölkerung untersucht, wird man leicht eine irrige Vorstellung von dem Einflusse des städtischen Lebens auf die Gesundheit erhalten. In vielen Gebieten Deutschlands muss man der sogenannten Sachsengängerei Rechnung tragen, indem recht bedeutende Arbeiterscharen beiderlei Geschlechts im Sommer aus dem Osten nach dem Westen (Rüben-

---

1) H. Sippel: Das Bamberger Dienstboten-Institut. Bamberg 1889, p. 38 f.

2) Maandcijfers en andere periodieke opgaven, Nr. 6, Jaar 1895. s' Gravenhage 1896.

distrikte etc.) wandern. Diese Fehlerquellen müssen genau untersucht werden, bevor man die gewonnenen Beobachtungen verwerten darf. Eine besondere Rolle spielen in unseren Tagen die Todesfälle in den Spitälern und Krankenhäusern, indem teils manche Stadtbewohner ihre Gesundheit auf dem Lande wiedergewinnen wollen und daselbst sterben oder wegen Geisteskrankheit in ländliche Irrenanstalten (wie Dalldorf in der Nähe von Berlin) geschickt werden, teils viele Landbewohner die städtischen Krankenhäuser aufsuchen. Oft ist diese Fehlerquelle beträchtlicher in einer Kleinstadt, wo z. B. ein grösseres Krankenhaus liegt, als in den Grossstädten, wo Ab- und Zuströmung sich eher im Gleichgewicht halten können. In Berlin waren 1896 unter 32319 überhaupt Verstorbenen 970, also drei Prozent, Auswärtige; in Frankfurt a. M. waren 1897 unter 3991 Verstorbenen 215 ortsfremd, von 13 war die Wohnung unbekannt, von diesen 228 Todesfällen fielen 174 auf Anstalten. Als eigentümliches Beispiel für eine kleinere Stadt der angedeuteten Art erwähnt Passerat die Stadt Bourg, von deren 18324 Einwohnern (1881) ca. 4000 im Krankenhaus, Irrenhaus, in der Kaserne u. s. w.[1]) sich befinden.

Um auch meinerseits die Frage zu beleuchten, habe ich die dänische Medicinalstatistik für die Provinzialstädte bearbeitet, da diese Statistik seit mehreren Jahren die Sterbefälle Ortsfremder nach Alter und Todesursachen besonders verzeichnet. Weniger einflussreich erwies sich die Fehlerquelle für Kopenhagen, indem kaum 3% der Todesfälle 1890—97 Ortsfremde betrafen, wogegen die Provinzialstädte (und die sogenannten Handelsplätze) schon 9% ortsfremde Todesfälle aufwiesen.

Welche erhebliche Rolle nun die Fehlerquelle wegen Behandlung gewisser Krankheiten in Krankenhäusern spielen kann, wird aus folgenden Zahlen hervorgehen:

1890—97 starben an	Diphtheritis	4557,	davon Ortsfremde	1858	oder 41	Proz.
	Croup	1400		353	25	
	Typhus	1020		392	38	

Ein einseitiges Studium der Häufigkeit der Todesursachen wird somit leicht zu Trugschlüssen führen. Ganz Aehnliches wird aus einer Betrachtung der Altersverteilung erhellen.

Alter	Männer: Anzahl der Todesfälle exkl. Totgeburten	Männer: darunter Ortsfremde absolut	Männer: darunter Ortsfremde in Proz.	Frauen: Anzahl der Todesfälle exkl. Totgeburten	Frauen: darunter Ortsfremde absolut	Frauen: darunter Ortsfremde in Proz.
0— 1 J.	9 458	71	0,75	7 403	53	0,72
1— 2	1 706	130	7,6	1 615	118	7,3
2— 3	912	135	14,8	890	148	16,6
3— 4	740	137	18,5	738	121	16,4
4— 5	573	107	18,7	601	132	22,0
5—10	1 639	350	21,4	1 692	331	19,6
10—15	877	259	29,5	1 032	259	25,1
15—20	976	305	31,3	920	229	24,9
20—25	1 090	228	20,9	856	152	17,8
25—35	1 720	285	16,6	1 948	249	12,8
35—45	2 182	247	11,3	2 065	257	12,4
45—55	2 665	287	10,8	2 004	247	12,3
55—65	3 497	334	9,5	2 728	204	7,5
65—75	4 268	345	8,1	4 410	184	4,1
75—85	2 841	151	5,3	3 822	85	2,2
85	589	12	2,0	1 146	12	1,0
unbekannt	3	—	—	1	—	—
Zusammen	35 736	3383	9,5	33 871	2781	8,2

1) Bourg-en-Bresse. Salubrité-Statistique. Bourg 1884.

Im zarten Kindesalter ist die hier berührte Fehlerquelle also wenig belangreich, bald aber vergrössert sich ihr Einfluss, und in gewissen Altersklassen fällt etwa ein Viertel oder mehr der Todesfälle auf Ortsfremde. Nachher verliert sie wieder an Bedeutung und in den höchsten Altersklassen spielt sie eine nur untergeordnete Rolle. Interessant ist die Beobachtung, dass unter den verstorbenen Frauen etwas weniger häufig ortsfremde vorzukommen scheinen als unter Männern.

Welchen Einfluss wird diese Fehlerquelle nun auf eine Sterbetafel ausüben können? Etwa dreimal so viele Todesfälle kommen auf die Landdistrikte als auf die Provinzialstädte. Wenn die Sterblichkeit hier etwa um 9 % zu gross bemessen wird, wird sie dort um 3 % zu klein geschätzt u. s. w. Sehr häufig wird dadurch das Bild der Sterblichkeit ausserordentlich verschoben werden; 1880–89 war die Sterblichkeit der Männer in den Provinzialstädten im Alter 15–20, 59 unter 10 000, in den Landdristikten 47. Darf man nun dort gegen ein Drittel abziehen, hier 10 % hinzufügen, so stellt sich die Sterblichkeit in den Provinzialstädten schliesslich kleiner heraus, als auf dem Lande. Nun sind hier allerdings wiederum die Todesfälle von Städtern, die auf dem Lande starben, hinzuzufügen; hierüber liegen leider keine Beobachtungen vor. Da die Errichtung und Benutzung der Krankenhäuser eine mehr moderne Erscheinung ist, so darf man übrigens wohl annehmen, dass die hier berührte Fehlerquelle teilweise in früheren Zeiten eine untergeordnete Rolle gespielt hat.

Um die eben besprochenen Fehler zu vermeiden, hat man recht oft als Forderung aufgestellt, nicht die Sterblichkeit der ortsanwesenden, sondern der Wohnbevölkerung anzugeben. So in Schweden, dessen hoch entwickelte Statistik unmittelbar auf Listen der Wohnbevölkerung hinzielt. In anderen Ländern sind eben auf diesem Punkte recht grosse Schwierigkeiten vorhanden, indem die Zahl der vorübergehend Abwesenden häufig an grosser Ungenauigkeit leidet. So wurden 1890 in Kopenhagen 2431 mit Domizil in der Stadt, aber ausserhalb ihrer Wohnung gezählt; diese Zahl sollte offenbar genau sich mit der Anzahl derjenigen decken, die in der Stadt wohnten, aber in ihrer Wohnung als vorübergehend abwesend, mit Aufenthaltsort innerhalb der Stadt, bezeichnet waren; solcher Personen gab es aber nach der Zählung nur 1145, also kaum die Hälfte.

Uebrigens wird man leicht erkennen, dass es nicht absolut gleichgültig ist, ob man die Sterblichkeit der ortsanwesenden oder der Wohnbevölkerung beobachtet. Wenn ein auf dem Lande wohnender Mann bei einem Geschäftsbesuch in einer städtischen Fabrik von einem Unfall betroffen wird und infolgedessen stirbt, dann ist dieser Tod eines Auswärtigen doch schliesslich auf die in der Stadt befindliche Industrie, also auf den Einfluss des Stadtlebens zurückzuführen [1]). Jedoch wird es sich dabei kaum um grössere Differenzen handeln, falls man nur einigermassen genaue Beobachtungen erzielen kann.

1) Aehnlich wenn eine ausserhalb der Stadt wohnende Person sich täglich in der Stadt ihres Berufs wegen aufhält; vgl. Bleicher: Ueber die Eigentümlichkeiten der städtischen Natalitäts- und Mortalitätsverhältnisse (Beilage zu den Beiträgen zur Statistik der Stadt Frankfurt a. M., Neue Folge 1897 p. 4). Aus der übrigen einschlägigen Litteratur kann u. a. auf Rychna: Die Salubritätsziffer, Prag 1891; Körösy: Demologische Beiträge, Berlin 1892, p. 86 ff.; v. Mayr: Bevölkerungsstatistik, Freiburg i. B. 1897, p. 220; Prinzing: Die Vergleichbarkeit der Sterblichkeitsziffern, Zeitschr. f. Hygiene, XXXI verwiesen werden.

12. Oben habe ich mich mit der Genauigkeit der Volkszählung beschäftigt. Es fragt sich nun weiter, ob man die Zahl der Gestorbenen einigermassen genau feststellen kann. Dann und wann wird man in der statistischen Litteratur Beispiele von doppelten Zählungen der Gestorbenen finden. So weist Francis G. P. Neison jun. die Differenzen der Aufzählung der gewaltsamen Todesfälle im Kohlenbergwesen seitens des Registrar-General und der Inspektoren hin. Die Ergebnisse waren:

	vom Registrar-General gezählt	von den Inspektoren gezählt
1864—68	5180	5111
1869—73	4903	4769
1874—77	3678	3618

Wahrscheinlich sind die befolgten Grundsätze etwas verschieden, indem die Inspektoren vielleicht einzelne Fälle von plötzlichem Tod mitgenommen haben, die vom Registrar-General weggelassen wurden, während dieser auf der anderen Seite solche Personen mitgenommen hat, die in Bergwerken starben, ohne daselbst angestellt zu sein [1]). Immerhin können diese Zahlen recht beruhigend wirken. So auch ein von Marc d'Espine mitgeteiltes Beispiel von Genf 1842—45. Hier wurden die Todesfälle teils von médecins visitateurs aufgezeichnet, teils durch einen conseil de santé registriert. Die Ergebnisse waren 5015 bezw. 5035 Todesfälle Lebend- und 227 bezw. 238 Totgeborener, zusammen also 5242 bezw. 5273; die Differenz wird teilweise daraus erklärt, dass einige ausserhalb des Kantons Verstorbene innerhalb desselben begraben werden und dann in die eine Liste aufgenommen werden, in die andere nicht. Was speziell die Totgeburten anbetrifft, so kann bisweilen ein Zweifel herrschen, ob das Kind einige Minuten oder gar einige Stunden gelebt hat oder nicht [2]).

Wo eine standesamtliche Aufnahme der Todesfälle erfolgt, wird man wahrscheinlich in den modernen Kulturstaaten eine bedeutende Genauigkeit voraussetzen dürfen; dass die verschiedene Behandlung der Ortsfremden, wie oben angeführt, Schwierigkeiten verursachen kann, ist kein Beweis gegen die Genauigkeit der Registratur. Oft sind die Differenzen der von zwei verschiedenen Behörden herrührenden Zahlen übrigens auffallend gross. So weichen in Dänemark die Angaben der städtischen kirchlichen Behörden über die Todesfälle nicht unerheblich von den vom Gesundheitsamte (Sundhedskollegiet) veröffentlichten Zahlen ab. Man hat z. B. für Kopenhagen, ohne Hinzurechnung der Totgeburten, die folgenden Anzahlen von Todesfällen:

	nach Auszählung des Gesundheitsamtes	auf Grundlage d. kirchl. Verzeichnisse
1891	7004	7246
1892	6602	6836
1893	6849	7056
1894	6378	6503

Wenn schon die Zahlen der Gestorbenen schlechthin je nach der Quelle verschieden ausfallen können, so noch mehr bei Auszählung nach einzelnen Todesursachen. Die wechselnde Auffassung betreffend die Krankheiten, die nationalen und örtlichen Eigentümlichkeiten in Aus-

1) The Rate of Fatal and Non-fatal Accidents in and about Mines and on Railways. London 1880.

2) Annuaire de la Mortalité Genevoise, Années 1844 et 1845, Genève 1846.

bildung und Charakter der Aerzte, die verschiedene Nomenklatur können ausserordentliche Schwankungen in den Angaben über die Häufigkeit der einzelnen Todesursachen veranlassen. Bisweilen werden auch andere Ursachen dazu beitragen; so wird ganz naturgemäss die Statistik der Alkoholsterblichkeit in der Regel sehr lückenhaft sein, weil hier die Scheu der Hinterbliebenen und das Mitleid des Arztes zusammenwirken, um die wahre Todesursache auf dem Totenschein zu verschleiern, was um so leichter ist, weil häufig Komplikationen (wie Lungenentzündung) auftreten und als Hauptursache angeführt werden können. Selbst wo man scheinbar recht leicht genaue Auskunft erhalten kann, stellen sich oft grosse Schwierigkeiten entgegen; so waren nach Angabe der Geistlichen in Dänemark 1885—94 4627 Selbstmorde eingetroffen, während auf Grundlage der richterlichen Verhöre die Zahl nicht weniger als 5511 betrug. Für Kopenhagen allein wurden 1891—95 593 auf Grundlage der Verhöre verzeichnet; das Gesundheitsamt zählt für dieselben Jahre 585, also ein verhältnismässig geringfügiger Unterschied. Beiläufig sei hier bemerkt, dass nicht selten Ausländer nach Dänemark kommen, namentlich aus Schweden, um hier Selbstmord zu begehen, was einige Differenzen verursachen kann (1891—95 18 Fälle). Noch schlimmer steht die Sache mit den Unglücksfällen. Nach polizeilichen Anzeigen gab es 1891—95 396 tödliche Unglücksfälle in Kopenhagen, nach dem Gesundheitsamte 557; eine noch grössere Abweichung zeigen die Listen der Geistlichen.

13. Aus dem Entwickelten ergiebt sich eine Mahnung. Es gilt bei aller Statistik, und nicht am wenigsten bei der offiziellen, trotz der grossen Fortschritte der Technik, äusserst vorsichtig zu sein. Womöglich sollte ein genaues Quellenstudium eine jede statistische Untersuchung einleiten, um auf alle Fehlerquellen aufmerksam zu werden und die Grenzen ihres Einflusses zu bestimmen. Noch fehlt hier vieles, und die statistischen Ergebnisse sind schon aus dieser Ursache oft unbestimmter, als man wünschen darf.

Hat man nun die Ueberzeugung gewonnen, dass die Beobachtungen innerhalb gewisser Grenzen brauchbar sind, so heisst es weiter, dieselben zu verwerten. Oft zeigt sich aber dann, dass die Beobachtungen unzureichend sind. Man braucht z. B. die Sterblichkeit nach Altersjahren, die Beobachtungen liegen aber nur in 5- oder gar 10jährigen Altersklassen vor, oder man kennt die Volkszahl vom Anfang des Jahres, wünscht aber die Zahl für einen anderen Zeitpunkt des Jahres zu kennen, um dieselbe besser mit den Todesfällen des Jahres vergleichen zu können. Wenn die Beobachtungen in dieser Weise unzureichend sind und der vorerst zu prüfende Ausweg, durch eine Umgestaltung der Aufgabe die Beobachtungen verwendbar zu machen, fehlschlägt, bleibt nur der Ausweg übrig, eine Interpolation vorzunehmen. Es wird daher notwendig sein, auf diesen Gegenstand etwas näher einzugehen.

Eine jede Beobachtung in der Statistik wird selbstverständlich auf ganze Zahlen zurückgeführt werden können. Die Volkszählung, die Registrierung der Sterbefälle u. s. w., alle beziehen sich auf ganze Zahlen. Eine jede Bewegung der Bevölkerung wird also sprungweise, nicht kontinuierlich vor sich gehen. Aber die Einheiten, um welche es sich doch handelt, sind in der Regel der Gesamtheit gegenüber so klein, dass man faktisch ohne merklichen Fehler sich die Bewegung als ganz kontinuierlich vorstellen darf, d. h. in unendlich kleinen Zeitstrecken mit unendlich kleinen Dekrementen oder Inkrementen rechnen kann, wenn-

gleich es sich offenbar um eine reine Fiktion handelt. Aber selbst wo die Bedingung nicht erfüllt ist, dass die Einheiten der Gesammtheit gegenüber verschwinden, wird man oft eine solche kontinuierliche Bewegung zugrundelegen dürfen. Genau kann man — wo ausreichende Beobachtungen fehlen — die Zwischenstufen nicht berechnen, es gilt dann die typische Bewegung zu finden, indem man sozusagen einen Durchschnitt der wahrscheinlichen Hypothesen nimmt, und dieser wird sich sehr natürlich in der kontinuierlichen Bewegung darstellen. Jedenfalls gilt es auch hier, bei jeder besonderen Untersuchung die Bedingungen der Anwendung dieser oder jener Interpolation ausfindig zu machen, um dadurch eine feste Grundlage der Berechnungen zu gewinnen.

Denken wir uns nun, dass eine kontinuierliche Funktion $y = f(x)$ die Verhältnisse hinlänglich richtig darstelle. Es sei z. B. y die Volkszahl im Augenblicke x, oder die Anzahl der Ueberlebenden einer Generation im Alter x u. s. w. Durch Beobachtung habe man die den Werten x_0, x_1, x_2 . . . der unabhängigen Variablen entsprechenden Werte y_0, y_1, y_2 . . . gefunden. Es sind nun aus den so beobachteten Werten andere Funktionswerte zu berechnen.

Das einfachste Beispiel einer derartigen Interpolationsformel ist $f(x) = a + bx$, wo a und b konstante Grössen sind. Aus zwei Beobachtungen erhält man dann sehr leicht alle Werte der Funktion; liegen z. B. y_0 und y_1 für $x = o$ und $x = 1$ vor, so hat man einfach $y = (y_1 - y_0)x + y_0$. Diese Einfachheit erklärt die ausserordentlich häufige Anwendung dieser Formel; sie wird gewöhnlich bei jeder Untersuchung die erste sein, zu der man seine Zuflucht nimmt; hat man z. B. beobachtet, dass die Bevölkerungszunahme während 10 Jahren 200000 war, so nimmt man an, es seien jedes Jahr 20000 hinzugekommen u. s. w. Sie ist aber nur ein spezieller Fall der allgemeinen Formel $y = a + bx + cx^2 + \ldots$, wo $y = f(x)$ also eine ganze algebraische Funktion darstellt. Auch hier lassen sich die Werte der konstanten Grössen mit Hülfe der Newton'schen Interpolationsformel[1]) leicht bestimmen. In Dänemark war beispielsweise die Volkszahl 1860, 1870 und 1890 1,608 bezw. 1,785 und 2,172 Mill. Berechnet man aus den beiden letzten Zahlen die Volkszahl von 1880, so ergiebt sich 1,9785, während 1,969 Mill. gezählt wurden; die Abweichung ist also ½ Proz. Nimmt man auch die Volkszahl von 1860 zu Hilfe, so erhält man 1,973, also eine bessere Approximation.

Es empfiehlt sich jedoch nicht immer, zu viele Beobachtungen heran zu ziehen, weil man dann in Perioden hineingreift, wo die herrschenden Ursachen vielleicht ganz verschieden sind von den für die fragliche Zeitstrecke geltenden. Ein- und Auswanderung, Sterblichkeit u. s. w. können sich sehr verschieden gestalten und jeder Periode ein besonderes Gepräge verleihen, welches nicht unmittelbar in Verbindung mit den jetzigen Zuständen gebracht werden kann.

Hat man für eine Volkszahl in ihrer Abhängigkeit von der Zeit die Formel $y = a + bx + cx^2 + \ldots$ gefunden, so wird es ein leichtes sein die zwischen zwei Zeitpunkten x_1 und x_2 verlebte Zeit zu bestimmen. Man hat einfach für diese Zeit

$$\int_{x_1}^{x_2} (a + bx + cx^2 + ..)\, dx = a(x_1 - x_2) + \frac{b}{2}(x_1^2 - x_2^2) + \cdots$$

1) Vgl. meine Theorie der Statistik, p. 121 ff.

So wird man für Dänemark als die 1880—90 verlebte Zeit 20,705 Mill. Jahre finden, wenn man nur auf den Volkszahlen von 1880 und 1890 fusst; zieht man 1870 mit heran, so ergiebt sich 20,689, und wenn auch die Volkszahl von 1860 benutzt wird, 20,684; der Unterschied ist somit nicht gross, und dieser Umstand ist ein Hinweis auf die Berechtigung derartiger Interpolationen. Oft hat man nun mehrere Anhaltspunkte zu einer genaueren Bestimmung der Volksbewegung, so namentlich den jährlichen Geburtsüberschuss, sowie die Ein- und Auswanderung. Leider ist die Ein- und Auswanderungsstatistik in der Regel schon lückenhaft; man kann meist nur einen Teil derselben, und zwar den grössten Teil der überseeischen Wanderung bestimmen, und man ist daher gezwungen, einige Hypothesen aufzustellen. Als Beispiel greife ich die Schwedische Statistik von 1880—90 heraus. Nach der schwedischen Volksberechnung nahm die Bevölkerung von 1870—1880 recht rasch zu, im folgenden Dezennium dagegen etwas langsamer. Die Newton'sche Interpolation hätte aus den drei Volkszahlen von 1870, 1880 und 1890 ergeben, dass am Anfang des Dezenniums 1880—90 die Bevölkerungszunahme rascher als späterhin war. Faktisch scheint jedoch nach den jährlichen Parochiallisten das umgekehrte der Fall gewesen zu sein; und hier ist also ein Hinweis auf die begrenzte Verwendbarkeit jener Methode. Besser wird die Interpolation ersten Grades auf Grundlage der Volksberechnungen von 1880 und 1890 allein ausfallen. Dies liegt zum Teil in der grossen Veränderlichkeit der überseeischen Auswanderung. Im Ganzen war 1881—90 der Ueberschuss der Geburten und Einwanderungen über die Todesfälle und Auswanderungen auf 237 798 berechnet. Die Volksberechnung 1890 ergab aber eine Zunahme gegen 1880 um 219 313, so dass die Auskünfte über die jährlichen Bewegungen einen Ausfall von 18 485 Personen aufweisen, der meist wohl Ausgewanderte betrifft, die sich der Beobachtung entzogen haben. Diese Anzahl von 18 485 erheischt nun selbstverständlich eine Berechnung, aber die nunmehrige Interpolation hat den grossen Vorzug, nur 8% der Volkszunahme zu berühren, da der übrige Teil auf B e o b a c h t u n g beruht. Statt mit Rücksicht auf 219 313 hinzugekommene Personen eine Hypothese über deren Verteilung auf die einzelnen Jahre aufstellen zu müssen, braucht man nun derartige Berechnungen nur für 18 485 Personen anzustellen und darf daher mit Recht auf grössere Genauigkeit rechnen.

Wie man nun den erwähnten Ausfall interpolieren will, kann zweifelhaft sein. Man könnte z. B. die Zahl einfach gleichförmig auf die 10 Jahre verteilen, oder in Verhältnis zur Volkszahl, oder man könnte sie nach dem konstatierbaren Auswanderungsüberschuss oder endlich nach dem jährlichen feststellbaren Ueberschuss der Geburten und Einwanderungen verteilen. Da die Zahl, auf welche diese verschiedenartige Interpolationsberechnungen sich beziehen, verhältnismässig klein ist, ist die Wahl dieser oder jener Berechnung ziemlich gleichgültig. Wählt man die letzterwähnte Berechnung, so ergiebt sich in den ersten drei Jahren eine Volkszunahme gleich 8272 bezw. 7639 und 23 920. Würde man dagegen die 10jährige Zunahme von 219 313 gleichförmig auf die einzelnen Jahre verteilen, so erhielte man für jedes Jahr 21 931, also einen bedeutenden Unterschied. Die Ergebnisse werden aus folgenden Zahlen erhellen:

	Volkszahl nach den Parochiallisten	Volkszahl nach Beobachtungen über Geburts- und Wanderungsüberschuss	Volkszahl nach einfacher Interpolation auf Grundlage der Volksberechnung 1880 und 1890
1881	4 572 245	4 573 940	4 587 599
1882	4 579 115	4 581 579	4 609 531
1883	4 603 595	4 605 499	4 631 462

Die Interpolation ersten Grades ohne Berücksichtigung der jährlichen Auskünfte über die Bewegungen der Bevölkerung giebt also weniger gute Resultate als die detailliertere Berechnung.

14. Auch auf den Altersaufbau der Bevölkerung wird man oft mit Vorteil für grössere Strecken des Lebens die Newton'sche Interpolation anwenden können. Aber auch hier können gewisse Beobachtungen vorliegen, die eine Rücksichtnahme erheischen. So wird die wechselnde Geburtshäufigkeit und Auswanderung einen nicht unerheblichen Einfluss auf den Altersaufbau üben können. Nach der Norwegischen Statistik sollte man aus diesem Grunde am 1. Januar 1891 mehr Knaben im Alter von 3—4 Jahren als im Alter von 2—3 Jahren haben, was auch die Volkszählung bestätigt. Eine Interpolation, die sich z. B. auf 5jährige Altersklassen stützt, ohne die Geburtshäufigkeit und ähnliche Auskünfte zu benutzen, würde eine solche Unebenheit nicht enthüllen können, sie würde vielmehr derartige Unebenheiten zum Verschwinden bringen. Geht man von den Ergebnissen der Volkszählung für 0—5 Jahre und für 5—10 Jahre aus, so wird man mit Hilfe der Newton'schen Interpolation, indem man z. B. die Anzahl der Kinder, welche zwischen dem Alter 0 und x stehen, sucht, für das Alter 2—3 26 699, für 3—4 26141 Knaben finden. Die Volkszählung ergab 25 910 bezw. 26 929.

Denken wir uns nun, die Volkszählung habe nur die beiden Zahlen 133 496 für 0—5jährige, 119 543 für 5—10jährige Knaben festgestellt, dann kann man mit Hilfe der Auskünfte über Geburten, Sterbefälle und Wanderungen die Verteilung auf einjährige Klassen versuchen. Nach diesen Erhebungen sollten nur 132 746 im 0—5. Lebensjahr stehen, also ein Ausfall von 750, im 5—10. 118 144, also eine Differenz von 1399. Verteilt man diese pro rata auf die für jedes Altersjahr gefundenen Zahlen, so ergiebt sich schliesslich eine mit der Volkszählung übereinstimmende Altersverteilung, und diese kann mit den Ergebnissen der angedeuteten Newton'schen Interpolation verglichen werden, wie in der folgenden Tafel:

	Verteilung mit Zuhilfenahme der Geburten u.s.w.	Verteilung nach d. Newton-schen Formel	Die Volkszählung ergab:
Alter 0—1 Jahr	29 140	27 815	29 781
1—2	26 313	27 258	25 157
2—3	25 988	26 699	25 910
3—4	26 599	26 141	26 929
4—5	25 456	25 583	25 719
5—6	25 480	25 025	25 438
6—7	24 871	24 467	25 018
7—8	24 060	23 908	23 828
8—9	23 093	23 351	23 232
9—10	22 039	22 792	22 027
Zusammen	253 039	253 039	253 039

Im ganzen scheint die Verteilung auf Grundlage der Geburtshäufigkeit u. s. w. besser mit der Verteilung nach der Volkszählung zu stimmen, als bei Berechnung nach der Interpolationsformel.

Wie man sieht, weist die gewöhnliche Interpolation namentlich für die zarten Kindesjahre erhebliche Differenzen auf. Für die späteren Altersjahre passt sie sich recht gut der Wirklichkeit an, so dass für diese die Newton'sche Formel recht wohl anwendbar erscheint, bis wiederum im höchsten Alter Schwierigkeiten eintreten. Eine graphische Darstellung des Altersaufbaus — indem man als $y = f(x)$ die Anzahl der Personen im Alter 0 bis x auffasst, — zeigt eine anfangs rasch aufsteigende Kurve; später steigt dieselbe langsamer, bis sie sich im Greisenalter einer mit der Abscissenachse parallelen Linie asymptotisch nähert. Bei Anwendung der ganzen algebraischen Funktion $f(x) = a + bx + cx^2 + \ldots$ wird man in der Regel im hohen Alter ein Maximum finden, sodass die späteren Jahre des Lebens mit negativen Anzahlen auftreten, was selbstverständlich widersinnig ist. Man könnte, um diesem Mangel abzuhelfen, die Gleichung aufstellen: $y = f(x) = (a + bx + cx^2 + \ldots)\varphi(x)$, wo $\varphi(x)$ eine Funktion ist, die vorerst zu bestimmen wäre. Da nun der Altersaufbau ziemlich konstant ist, könnte man für $\varphi(x)$ eine solche Funktion wählen, die die Verhältnisse irgend einer Bevölkerung angenähert abspiegelt. Setzt man $a = 1$, also $y = (1 + bx + cx^2 + \ldots)\varphi(x)$, so ergiebt sich

$$\frac{y - \varphi(x)}{x\varphi(x)} = b + cx + \ldots = \alpha_x,$$

wo α_x eine ganze algebraische Funktion ist. Es ist nun ganz überflüssig, die mathematische Form der Funktion $\varphi(x)$ zu bestimmen, wenn man letztere nur für hinlänglich kleine Intervalle empirisch bestimmen kann. Man wähle einfach eine Bevölkerung, deren Altersaufbau z. B. für jedes Altersjahr bekannt ist, und man kann dann durch Interpolation entsprechende Werte von α_x und folglich von y bestimmen[1]). Als Beispiel wähle ich die allgemeine englische Bevölkerung zur Bestimmung der empirischen Werte der Funktion $\varphi(x)$, indem ich mir übrigens vorstelle, dass man die Anzahl der Farmers im Alter 15—25, 25—45, 45—65 und über 65 kenne und nun den Altersaufbau für 10jährige Altersklassen zu bestimmen wünsche[2]). Man wähle jetzt 10 Jahre als Zeiteinheit; dann ergiebt sich:

Alter	Von 10 000 Personen haben das Alter x überschritten: bei Farmers y	in d. allgemeinen Bevölkerung $\varphi(x)$	$y-\varphi(x)$	$x\varphi(x)$	$\alpha_x = \frac{y-\varphi(x)}{x\varphi(x)}$
1 : 25 J.	9756	7065	2691	7065	0.3809
2 : 35	—	4798	—	9596	—
3 : 45	6437	2970	3467	8910	0.3891
4 : 55	—	1597	—	6388	—
5 : 65	2038	681	1357	3405	0.3985
6 : 75	—	193	—	1158	—

Zur Bestimmung der Funktion α_x hat man nunmehr die drei Werte 0,3809 bezw. 0,3891 und 0,3985 und erhält dann leicht mit Hilfe der Newton'schen Formel $10\,000\,\alpha_x = 3809 + (x - 1)\,(41 + (x - 3)\,15))$, folglich $y = \varphi(x)\ (1 + x\,(0{,}3809 + (x - 1)\ (0{,}0041 + (x - 3)\ 0{,}0015)))$.

1) Westergaard: Die Anwendung der Interpolation in der Statistik. Jahrb. für Nationalök. u. Stat. 1895 I p. 183 f.

2) Das Zahlenmaterial ist dem Supplement to the Thirty-Fifth Annual Report of the Registrar General of Births, Deaths and Marriages, London 1875 entnommen.

Für das Alter 35, 45 und 75 Jahre ergeben sich dann die folgenden Werte, die im Folgenden mit den Beobachtungszahlen verglichen werden

Alter	Interpolierte Zahlen	Beobachtete Zahlen
35 J.	8491	8483
55	4112	4130
75	660	641

Die Altersverteilung erhellt dann schliesslich aus folgender Tafel:

Alter in Jahren	Von 10000 standen in den angegebenen Altersklassen gemäss der Beobachtung	Interpolation	Die interpolierten Zahlen weichen von den beobachteten ab um
15—25	244	(244)	—
25—35	1 273	1 265	0,6 Proz.
35—45	2 046	2 054	0,4
45—55	2 307	2 325	0,8
55—65	2 092	2 074	0,9
65—75	1 397	1 378	1,4
75—	641	660	3,0
Zusammen	10 000	10 000	—

Für die meisten praktischen Anwendungen ist die erzielte Genauigkeit eine durchaus befriedigende. Berechnet man in unserem Beispiele das durchschnittliche Alter sämtlicher Personen über 15 Jahre, so wird man den ganz belanglosen Unterschied von nur 3 Tagen finden. Bei Anwendung der Newton'schen Formel ohne die beschriebene Aenderung der Methode würde man keine so guten Ergebnisse erzielen, wie die folgenden Zahlen erweisen:

	Altersaufbau nach Beobachtung	Interpolation	Die interpolierten Zahlen weichen von den beobachteten ab um
25—35 J.	1273	1322	4 Proz.
35—45	2046	1997	2
45—55	2307	2267	2
55—65	2092	2132	2
65—75	1397	1594	14
75—	641	444	31

Die soeben geschilderte Interpolation giebt uns ein Mittel an die Hand, verwandte Beobachtungen zur Bestimmung der gesuchten Werte heranziehen. Man wünscht den Altersaufbau zu wissen und verwertet, um dieses Ziel zu erreichen, den Altersaufbau einer anderen genauer beobachteten Bevölkerung. In ihrer einfachsten Form ist diese Methode altbekannt. Die oben angeführte Berechnung für die norwegische Bevölkerung in den ersten 10 Lebensjahren ist streng genommen eine Anwendung derselben, wenn $a_x = 1$ gesetzt wird. Und in seiner Göttlichen Ordnung II p. 314 ff. berechnet Süssmilch eine Tafel über die Verteilung der Todesfälle nach einjährigen Altersklassen, indem er die Zahlen nach einer anderen detaillierten Tafel „proportioniert" (vgl. oben p. 55). Er verteilt beispielsweise 59 Todesfälle im Alter von 2—5 Jahren auf die einzelnen Altersjahre nach dem Muster einer zweiten Tafel, welche für die betreffenden Altersjahre 46 bezw. 29 und 17 aufweist. Er findet dadurch 29 bezw. 19 und 11 Todesfälle. Da die nächste Altersklasse eine dieser Verteilung nicht entsprechende Altersgruppierung aufweist, und dadurch eine springende Bewegung entsteht, hat Süssmilch dieselbe durch ein augenscheinlich ganz rohes Verfahren ausgeglichen.

Uebrigens ist die Altersverteilung der Verstorbenen nach den beiden Tafeln eine so verschiedene, dass eine Anwendung der hier beschriebenen Methode zu unbrauchbaren Resultaten führen würde. Ueberhaupt wird die Methode am besten Platz greifen, wo es sich um den Altersaufbau der lebenden Bevölkerung handelt. Der Altersaufbau der Verstorbenen ist immer etwas komplizierter, und daher die Interpolation schwieriger. Uebrigens wird es auch nicht immer notwendig sein, die Interpolation auf die Todesfälle zu erstrecken, wenn man nicht gerade die Sterblichkeitskoëfficienten berechnen will. Man kann sich nämlich mit der Methode der erwartungsmässigen Ereignisse behelfen, wie untenstehende Berechnung für die Farmers erweisen wird. Denken wir uns, es seien für die allgemeine Bevölkerung die Sterblichkeitskoëfficienten der 10jährigen Altersklassen 15—25, 25—35 u. s. w. und für die Altersklasse 75—100 Jahre berechnet und ferner auch für die 20jährigen Klassen 25—45, 45—65, und in Verbindung damit für 65—100. Man kann dann die Anzahl der Todesfälle unter Farmers in jeder Altersperiode budgetieren, indem man die beiden Reihen der Koëfficienten verwendet; das Endergebnis ist mit Verwendung der ersten Reihe 23816 budgetierte Todesfälle gegen 22939 bei der zweiten. Die Abweichung ist also 877 oder gegen 4 Proz. Wenn die Beobachtungen also nur für 20jährige Klassen vorliegen, werden die Berechnungen leicht ziemlich ungenau. Wenn man aber den Altersaufbau durch das oben beschriebene Interpolationsverfahren für 10jährige Klassen berechnet und nachher mit 10jährigen Sterblichkeitskoëfficienten die Zahl der erwartungsmässigen Sterbefälle bestimmt, wird man 23930 erhalten, also eine Abweichung von 23816 gleich 114 oder nur ½ Proz. In der Altersperiode 25—45 hat man bei Interpolation 2656 erwartungsmässige Todesfälle gegenüber 2655 bei 10jährigen und 2571 bei 20jährigen Klassen nach den beobachteten Zahlen. In den Altersjahren 45—65 hat man 7461 bezw. 7476 und 7173; für die Altersklasse 65—100 Jahre giebt die Interpolation 13690 Todesfälle, die detaillierte Berechnung 13562 und die summarische 13072. In allen Altersklassen scheint somit das beschriebene Interpolationsverfahren die besten Ergebnisse zu gewähren. Das Nähere wird aus der folgenden Tafel erhellen:

Alter Jahre	Beobachtete Anzahl Todesfälle	Erwartungsmässige Todesfälle auf Grundlage der allgemeinen Sterblichkeitserfahrungen mit Benutzung von		
		4 Altersklassen	7 Altersklassen und Interpolation des Altersaufbaus	7 Altersklassen und Beobachtung des Altersaufbaus
15—25	181	(123)	(123)	(123)
25—35	765	2 571	842	848
35—45	1 252		1 814	1 807
45—55	1 964	7 173	2 923	2 901
55—65	3 324		4 538	4.575
65—75	5 420	13 072	6 255	6 341
75—	7 386		7 435	7.221
Zusammen	20 292	22 939	23 930	23 816

Benutzt man nur 4 Sterblichkeitskoëfficienten, so übertrifft die erwartungsmässige Zahl die beobachtete um 130 pro Mille. Berechnet man den Altersaufbau durch Interpolation, dann hat man einen Ueberschuss von 179 pro Mille. Die Beachtung des Altersaufbaues in 7 Klassen endlich giebt einen Ueberschuss von 174 pro Mille.

Die Interpolation wird nun auch Verwendung finden können, wo die Beobachtungen allerdings hinlänglich spezialisiert sind, aber an Ungenauigkeiten leiden, wie z. B. die oben p. 130 angeführten Beobachtungen in Norwegen. Geht man z. B. davon aus, dass die Summe der ersten 5 Relativzahlen ungefähr richtig ist, und ebenfalls die nächste Summe über 5 Jahre, so kann man aus diesen beiden Zahlen eine einigermassen gut ausgeglichene Zahlenreihe für die einzelnen Jahre erhalten und hieraus wiederum die vermutliche Volkszahl berechnen. Man erhält dabei die folgenden Zahlen:

Geburtsjahr	Von 1000 Lebendgeborenen waren am Leben nach Beobachtung	Ausgleichung
1855	455	451,8
1854	454	449,2
1853	440	446,6
1852	451	444,0
1851	433	441,4
1850	475	438,8
1849	417	436,2
1848	438	433,6
1847	417	431,0
1846	421	428,4

Eine bessere Ausgleichung würde man übrigens in der Regel erreichen, wenn man eine längere Altersstrecke bearbeitete. Die ganze Frage nach der Ausgleichung soll im folgenden Kapitel erörtert werden.

Fünftes Kapitel.

Die Verwertung der Beobachtungen.

In der Einleitung habe ich eine elementare Darstellung der Methoden versucht, welche bei der Sterblichkeitsmessung angewendet werden. Diese Darstellung wird zu einer ersten vorläufigen Bearbeitung eines Beobachtungsmaterials vielleicht einigermassen ausreichen; wenn man sich aber in die Sterblichkeitsmessung vertiefen will, wird es notwendig sein, die Methoden schärfer zu fassen und tiefer zu begründen, auch womöglich die Grenzen zu finden, innerhalb deren Schlussfolgerungen aus den Zahlen berechtigt sind. Eine vollständige Lösung dieser Aufgaben wird sich schon durch die Rücksicht auf den Umfang dieses Werkes verbieten; wo meine Darstellung unzureichend ist, muss auf die vielen tiefgehenden Monographien verwiesen werden, die in den letzten Dezennien erschienen sind, und von denen einzelne oben in der Geschichte der Sterblichkeitsstatistik bereits erwähnt worden sind.

Es sei eine Anzahl λ_0 gleichzeitig geborener Personen unter Beobachtung gestellt. In jedem Augenblick werde konstatiert, wie viele von ihnen noch am Leben sind. Wo das Beobachtungsmaterial hinreichend gross und gesichtet ist, ist dann, wie wir schon gesehen haben, der Verlauf der Sterblichkeit in der Regel ein ganz bestimmter. Die Wahrscheinlichkeit einer Person, vor Ablauf einer Zeiteinheit, z. B. eines Jahres, zu sterben, ist bei der Geburt verhältnismässig sehr gross; dann sinkt sie rasch, bis ein Minimum erreicht ist, und nun steigt sie wieder, anfangs sehr langsam und bisweilen in schwachen Wellenbewegungen, später rascher bis in das Greisenalter hinein, in welchem die Sterblichkeit noch recht wenig bekannt ist. Ich werde im folgenden annehmen, dass alle Bedingungen erfüllt sind, unter denen ein solcher regelmäsiger Verlauf der Sterblichkeit stattfinden kann. Unter diesen Bedingungen werden die Anzahlen der Ueberlebenden $\lambda_{n'}$, $\lambda_{n''}$, $\lambda_{n'''}$ u. s. w. nach Ablauf von n', n'', n''' u. s. w. Zeiteinheiten eine gesetzmässige Bewegung darstellen.

Es wird nun in vieler Beziehung praktisch sein, die diskontinuierliche Funktion λ der Ueberlebenden durch eine kontinuierliche Funktion vertreten zu lassen, welche (vgl. oben p. 139) für alle Argumente n', n'', n''', u. s. w. die Werthe $\lambda_{n'}$, $\lambda_{n''}$ u. s. w. annimmt. Es gilt also, eine solche Funktion zu finden, die in den Intervallen eine Bewegung darstellt, welche mit dem ganzen Verlauf der Sterblichkeit in Harmonie steht. Bezeichnen wir diese kontinuierliche Funktion mit l_x, wo x das Alter bedeutet, so müssen demnach die folgenden Gleichungen erfüllt sein: $\lambda_{n'} = l_{n'}$ $\lambda_{n''} = l_{n''}$ u. s. w.

Die Zulässigkeit einer solchen Anwendung der kontinuierlichen statt der diskontinuierlichen Funktionen lässt sich vielleicht durch eine Analogie erläutern. Jemand hat ein Kapital zu einem jährlichen Zins von 3 Proz. angelegt und lässt dasselbe auf Zinseszins anwachsen. Er fragt nun, wie gross der monatliche oder tägliche Zinsfuss sein müsste, wenn nach jedem Jahre das Kapital bei monatlicher etc. Verzinsung dieselbe Höhe erreichen soll wie bei der jährlichen mit 3 Proz. Bei monatlicher Verzinsung ist z. B. der fragliche Zinsfuss bestimmt durch die Gleichung $(1+x)^{12} = 1{,}03$. Man kann nun mit vollem Recht dieselbe Berechnung auf unendlich kleine Zeitstrecken anwenden, indem man also voraussetzt, das Kapital werfe in jedem Augenblick einen unendlich kleinen Zins ab, der in seinem Endergebnis dasselbe Resultat giebt, wie die faktische Anlegung mit einjähriger Verzinsung[1]).

Ganz ähnliche Berechnungen kann man sich bei der Sterblichkeitsmessung erlauben; man darf mit vollem Recht untersuchen, wie die Funktion l_x in einem unendlich kleinen Zeitintervall abnimmt, und dieses Dekrement als Ausdruck für die Sterblichkeit auffassen; nur muss man sie so wählen, dass alle diese unendlich kleinen Dekremente zusammen gelegt den beobachteten endlichen Dekrementen gleichkommen. Indem man also die Wahrscheinlichkeit, während einer solchen endlichen Zeitstrecke n bis $n+1$ zu sterben, durch s_n bezeichnet, hat man

$$s_n = \frac{\lambda_n - \lambda_{n+1}}{\lambda_n} = \frac{l_n - l_{n+1}}{l_n} \quad \ldots \ldots \quad (1)$$

man kann aber auch als Ausdruck für die Sterblichkeit benutzen:

$$\frac{l_x - l_{x+dx}}{l_x} = -\frac{dl_x}{d_x} \cdot \frac{1}{l_x} d_x = \mu_x \, d_x \quad \ldots \ldots \quad (2)$$

Die Grösse μ_x nennt man die Intensität der Sterblichkeit im Alter x (vgl p. 23). Mit Hülfe dieser Grösse berechnet man das unendlich kleine Dekrement $-dl_x$ im Zeitelement dx, oder, um im Bilde zu bleiben: man berechnet, wie viele Sterbefälle in der unendlich kleinen Zeitstrecke dx eintreten werden. Die Grösse μ_x dx ist nach diesem Sprachgebrauch die Wahrscheinlichkeit, im nächsten Augenblick dx zu sterben. Bei all diesem muss die Bedingung erfüllt sein:

$$\frac{l_{n+1}}{l_n} = e^{-\int_n^{n+1} \mu_x \, d_x} \quad \ldots \ldots \ldots \quad (3)$$

wo e die Grundzahl der natürlichen Logarithmen ist.

Diese kontinuierliche Methode bietet bedeutende Vorteile. Sie giebt das Mittel an die Hand, die schwerfällige Rechnung mit endlichen Differenzen durch die geschmeidige Differentialrechung zu ersetzen. Die Aufgaben werden sehr leicht so verwickelt, dass man ohne dieses Hülfsmittel kaum eine Lösung finden würde. Denken wir uns, man frage nach der Wahrscheinlichkeit einer ledigen Person, binnen Jahresfrist verheiratet zu sterben. Man hat dann mit mehreren Kombinationen zu thun. Die betreffende Person hat eine gewisse Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu heiraten, ähnlich eine gewisse Wahrscheinlichkeit, im Laufe

1) Man hat einfach $\varepsilon . \log_{nat} 1{,}03 = i$, wo i der gesuchte Zinsfuss ist, ε die unendlich kleine Zeitstrecke.

des Jahres zu sterben; wie aber soll man finden, wie viele sich verheiraten und dann in dem weiteren Verlauf des Jahres absterben u. s. w.? Diese Aufgabe lässt sich leicht fassen, wenn man die Zeitstrecken unendlich klein wählt, d. h. wenn man auf die Differentialrechnung zurückgreift, oder, mit anderen Worten, die kontinuierliche Methode in Anwendung bringt. Kennt man, um beim obigen Sprachgebrauch zu bleiben, die Wahrscheinlichkeit einer Person, im nächsten Augenblick zu sterben, bezw. eine Heirat einzugehn, dann braucht man sich nicht um die Kombination zu kümmern, in dieser unendlich kleinen Strecke sowohl zu heiraten, als vom Tode hinweggerafft zu werden, denn diese Wahrscheinlichkeit ist eine unendlich kleine Grösse zweiter Ordnung und kann ausser Rechnung gelassen werden.

Hiermit soll aber nicht gesagt sein, dass diese kontinuierliche Methode immer vorzuziehen ist. Der Statistiker soll Opportunist sein und seine Methoden immer den ihm vorliegenden Beobachtungen anpassen. In vielen Fällen werden die Beobachtungen so einfach oder so vollkommen sein, dass man die immerhin hypothetische Grundlage der kontinuierlichen Methode vollständig entbehren kann. Zwei Strömungen werden darum ganz natürlich in der Statistik gegeneinander kämpfen, einerseits wird man die Beobachtungen so einrichten, dass man möglichst direkt die betreffenden Wahrscheinlichkeitswerte berechnen kann, andererseits wird man die Interpolationsformeln und die übrigen zur Anwendung kommenden Formeln so durcharbeiten, dass sie leicht anwendbar sind und möglichst sichere Resultate verbürgen. Von einem solchen Kampf werden wir im folgenden interessante Beispiele sehen. Die oben erwähnte Aufgabe würde man sich vielleicht mittels Beobachtungen in der Weise gelöst denken können, dass man ein Jahr hindurch einer Anzahl lediger Personen nachginge und ihre Todesfälle und Eheschliessungen registrierte, indem man die nach der Eheschliessung eintretenden Todesfälle speziell ins Auge fasste. Diese Methode würde schon aus dem Grunde vorzuziehen sein, weil man dabei die wichtige Frage beleuchten könnte, ob die erste Zeit nach der Eheschliessung günstig oder ungünstig für die Gesundheit ist. Die Anwendung der kontinuierlichen Methode ist mit anderen Worten oft ein Merkmal für die Unvollkommenheit der Beobachtungen. Wenn aber die Beobachtungen die aufgestellten Fragen nicht unmittelbar beantworten, dann wird meistens die kontinuierliche Methode der Anwendung der endlichen Differenzen vorzuziehen sein.

Dies ist z. B. fast immer der Fall, wenn man auf Volkszählungen fussen muss. Denn ein Census giebt nur ein Augenblicksbild der Bevölkerung, und selten würde man die einzelnen Individuen von Volkszählung zu Volkszählung verfolgen können. Der augenblickliche Stand der Bevölkerung muss folglich meistens durch Interpolation gefunden werden, d. h. man muss festszutellen suchen, wie viele Personen einer gewissen Gruppe in jedem Augenblick vorhanden gewesen sind und also dem Tod, der Krankheit oder dem Unfall ausgesetzt waren. Wenn man dann dieser Zahl die faktisch eingetretenen Ereignisse der erwähnten Arten gegenüberstellt, erhält man einen Ausdruck für die Häufigkeit dieser Ereignisse.

2. Denken wir uns z. B., dass wir bei mehreren Volkszählungen eine Gruppe von Personen mit voraussichtlich gleichen Mortalitätsverhältnissen ausgeschieden haben. Diese Gruppe entstammt in jedem Augenblick einer neuen Geburtsperiode. So haben z. B. die 20jährigen Personen der Zählungen vom 31. Dezember 1880, 1890 u. s. w. die Geburtsjahre 1860

bezw. 1870 u. s. w. Es sei durch Interpolation die Anzahl solcher Personen im Zeitpunkt t gleich f_t gefunden. Im ganzen haben die betreffenden Personen in der Zeitperiode t_1 bis t_2

$$\int_{t_1}^{t_2} f_t \, dt = F(t_2 - t_1) \quad \ldots \ldots \ldots \ldots \quad (4)$$

zusammen verlebt, wo F den durchschnittlichen Wert aller f_t ausdrückt. Die voraussichtliche Anzahl von Todesfällen ist

$$D = \int_{t_1}^{t_2} f_t \cdot \mu \cdot dt = \mu F(t_2 - t_1),$$

wo μ die Intensität der Sterblichkeit bedeutet, welche nach der Voraussetzung während der ganzen Beobachtungsperiode als konstant aufzufassen ist.

Man hat also

$$\mu = \frac{D}{F(t_2 - t_1)} \quad \ldots \ldots \ldots \ldots \quad (5)$$

Diese Formel ist eine der wichtigsten Grundformeln in der Mortalitätsstatistik. Ist die Länge der Beobachtungsperiode gleich der Zeiteinheit, so hat man einfach

$$\mu = \frac{D}{F} \quad \ldots \ldots \ldots \ldots \quad (6)$$

Die Intensität der Sterblichkeit ist also das Verhältnis der Todesfälle und der durchschnittlichen Volkszahl. Hier liegt die Sache also so, dass man vorerst auf die Intensität der Sterblichkeit, also auf die Wahrscheinlichkeit, im nächsten Augenblick zu sterben, kommt und hieraus die auf endliche Zeitstrecken bezüglichen Wahrscheinlichkeitswerte ableiten muss. Anders, wo die erwähnte Interpolation der Volkszahl entbehrlich ist, wo man eine Gruppe mit gemeinschaftlicher Sterblichkeit eine endliche Zeitstrecke hindurch beobachten und ihr allmähliches Absterben unmittelbar konstatieren kann, dann kommen die Werte der Intensität der Sterblichkeit nur als sekundäre Erscheinungen in Betracht.

Kehren wir nun zur Formel (3)

$$\frac{l_{n+1}}{l_n} = e^{-\int_n^{n+1} \mu_x \, d_x}$$

zurück, wo x das Alter bezeichnet, und denken wir uns die Zeiteinheit so kurz gewählt, dass man ohne merklichen Fehler das Integral

$$\int_n^{n+1} \mu_x \, d_x$$

durch $\mu_{n+\frac{1}{2}}$ ersetzen darf, eine Grösse, die wir der Kürze wegen einfach μ nennen werden. Man hat dann

$$\frac{l_{n+1}}{l_n} = e^{-\mu} \text{ und } s_n = \frac{l_n - l_{n+1}}{l_n} = 1 - e^{-\mu} \quad \ldots \quad (7)$$

Die Anwendung dieser Formeln in praktischer Rechnung bietet keinerlei Schwierigkeiten; doch ist es oft empfehlenswert, durch eine kleine Aenderung eine Approximativformel zu schaffen. Statt

$$s_n = 1 - e^{-\mu} = \mu - \frac{\mu^2}{2} + \frac{\mu^3}{6} \ldots .$$

berechnet man s'_n wo

$$s'_n = \mu - \frac{\mu^2}{2} + \frac{\mu^3}{4} - \frac{\mu^4}{8} \quad . \; . \; . \; = \frac{\mu}{1 + \frac{\mu}{2}}$$

Die Differenz $s'_n - s_n$ ist gewöhnlich sehr klein; man hat nämlich

$$s'_n - s_n = \frac{\mu^3}{12} - \frac{\mu^4}{12} + \frac{13\,\mu^5}{240} - \quad . \; . \; . \; . \; . \; ,$$

folglich

$$\frac{\mu^3}{12} > s'_n - s_n > \frac{\mu^3}{12}(1 - \mu).$$

Selbst für recht grosse Werte von μ ist diese Differenz sehr klein; für $\mu = 0{,}1$ hat man z. B.

$$\frac{\mu^3}{12} = \frac{1}{12000}.$$

Man kann also **in der Regel** s_n aus der folgenden Approximativformel berechnen:

$$s_n = \frac{\mu}{1 + \frac{\mu}{2}}, \text{ und umgekehrt ist } \mu = \frac{s_n}{1 - \frac{s_n}{2}} \quad . \; . \; . \quad (8)$$

Mit dem **Jahre** als Zeiteinheit wird s_n und also auch μ selten etwa ein Zehntel überschreiten; wo dies doch im zarten Kindesalter und im hohen Greisenalter geschieht, wird man, um dieselbe Annäherungsformel benutzen zu dürfen, die Zeiteinheit kürzer als ein Jahr wählen, was übrigens auch dadurch geboten wird, dass man, wie gleich nachgewiesen werden soll, sonst nicht das Integral

$$\int_n^{n+1} \mu_x \, dx$$

durch $\mu_{n+\frac{1}{2}}$ ersetzen darf. Für die hohen Lebensalter hat übrigens eine solche schärfere Berechnung oft nur einen geringen **praktischen** Wert, weil oft schon die Wahrscheinlichkeitsbeobachtungen ungenau sind, und beim ersten Kindesjahr muss man mit grosser Vorsicht arbeiten, um sich nicht allzu beträchtlichen Fehlern auszusetzen. Wenn es sich darum handelt, die Anzahl der **Ueberlebenden** zu berechnen, wird übrigens die Formel (7) wenigstens ebenso handlich sein, wie die successive Berechnung mittels (8).

Aus den Formeln (6) und (8) kann man nun weiter die einfache Formel ableiten:

$$s_n = \frac{D}{F + \frac{D}{2}} \quad . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (9)$$

Um die Wahrscheinlichkeit zu finden, binnen Ablauf der Zeiteinheit zu sterben, hat man also nur die Zahl der Verstorbenen durch die um die Hälfte der Verstorbenen vermehrte mittlere Volkszahl zu dividieren.

Diese Formel wird sehr viel angewendet. Eine elementare Begründung erhält sie oft in der Weise, dass man die Todesfälle gleichmässig auf die Periode verteilt denkt, wo dann die Volkszahl regelmässig abnehmen würde von $F + \frac{D}{2}$ als Anfangswert bis auf $F - \frac{D}{2}$.

Die durchschnittliche Volkszahl F würde bei dieser Verteilung offenbar derjenigen in der Mitte der Periode gleichkommen.

Ist die Beobachtungsperiode $t_2 - t_1$ nicht die Zeiteinheit, so erhält man aus (5) und (8)

$$s_n = \frac{D}{F(t_1 - t_2) + \frac{D}{2}};$$

ersetzt man aber D durch die durchschnittliche Anzahl der Todesfälle in der Zeiteinheit:

$$D' = \frac{D}{t_2 - t_1},$$

so ergiebt sich einfach wie früher

$$s_n = \frac{D'}{F + \frac{D'}{2}}.$$

Die Wahl der Zeiteinheit giebt also hier zu keinerlei Schwierigkeiten Veranlassung.

3. Hat man nun die Werte s und μ berechnet, so wird es ein Leichtes sein, die übrigen im ersten Kapitel erwähnten Grössen mit grösserer oder geringerer Genauigkeit zu berechnen.

Die Grösse l_n, die Zahl der Ueberlebenden, berechnet man successive mittels der Gleichung (1), indem man von einem beliebig zu wählenden Anfangswert ausgeht. Die wahrscheinliche Lebensdauer w_n lässt sich alsdann leicht bestimmen, indem man die Bedingung aufstellt:

$$l_{n + w_n} = \tfrac{1}{2} l_n.$$

Die fernere mittlere Lebensdauer e_n lässt sich aus der Gleichung finden:

$$e_n = \frac{1}{l_n}\int_n^{\omega} l_x \, dx = \frac{1}{l_n}\int_0^{\omega - n} l_{n+t} \, dt \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (10)$$

wo ω das höchste erreichbare Alter bezeichnet. Es ist nämlich $x = n + t$ das Alter, $l_x \, dx$ die von den in diesem Alter Ueberlebenden in einem Zeitmomente dx verlebte Zeit; das Integral bezeichnet also die gesamte nach dem Alter n verlebte Zeit, welche, durch l_n dividiert die durchschnittlich verlebte Zeit, d. h. die fernere mittlere Lebensdauer, ergiebt. Durch partielle Integration erhält man weiter:

$$e_n = -\frac{1}{l_n}\int_0^{\omega - n} \frac{dl_{n+t}}{dt} \, t \, dt = \frac{1}{l_n}\int_0^{\omega - n} \mu_{n+t} \, l_{n+t} \, t \, dt \quad . \quad . \quad . \quad (11)$$

Diese Formel lässt sich auch direkt begründen, denn $\mu_{n+t} \, l_{n+t} \, dt$ ist die Anzahl der im Alter $n + t$ im Augenblick dt Sterbenden, deren seit dem Alter n verlebte Zeit ist $\mu_{n+t} \, l_{n+t} \, t \, dt$ und die Integration dieser Grössen giebt die gesamte verlebte Zeit.

Wo l_{n+t} mit der Volkszahl proportional ist, wird, wie aus (11) ersichtlich, die fernere mittlere Lebensdauer einfach dem durchschnittlichen Alter beim Tode gleichkommen, und aus (10) folgt, dass die mittlere Lebensdauer in diesem Falle auch als das Durchschnittsalter der Bevölkerung mit Abzug von n bestimmt werden kann. Dass man übrigens hier nur mit Ausnahmen zu thun hat, ist im Kapitel I hinlänglich nachgewiesen worden.

Denken wir uns auch ferner eine solche stationäre Bevölkerung, von der also in jedem Alter x eine mit l_x proportionale Anzahl von Personen steht, und fragen wir nach der Anzahl von Todesfällen in höherem Alter als n im Augenblicke dt. Während dieses Augenblickes werden die l_n Personen auf l_{n+dt}, l_{n+dt} auf l_{n+2dt} u. s. w., und wenn keine neuen Personen hinzutreten, wird die Gesamtzahl folglich um $l_n dt$ vermindert. Da nun nach Voraussetzung die über n-jährige Bevölkerung (vgl. p. 19, 48) $e_n l_n$ Personen umfasst, wird sie im Augenblicke dt von $l_n dt$ Todesfällen betroffen werden, und die Intensität der Sterblichkeit ist somit $\frac{1}{e_n}$, der reciproke Wert zur ferneren mittleren Lebensdauer.

Dieser Satz hat, in der Regel unvollkommen bewiesen, in früheren statistischen Arbeiten eine erhebliche Rolle gespielt. Wenn in einer Bevölkerung z. B. $2\frac{1}{2}$ Proz., also $\frac{1}{40}$ jährlich starben, betrachtete man 40 Jahre als Ausdruck für die mittlere Lebensdauer eines Neugeborenen.

Als Approximativformel kann man statt (10) die folgende benutzen

$$e_n l_n = \tfrac{1}{2} l_n + l_{n+1} + l_{n+2} + \dots$$

also

$$e_n = \tfrac{1}{2} + \frac{l_{n+1} + l_{n+2} \dots}{l_n} \quad \dots \dots \quad (12)$$

indem man annimmt, dass ohne grossen Fehler statt

$$\int_n^{n+1} l_x \, dx$$

die Grösse

$$\frac{l_n + l_{n+1}}{2}$$

gesetzt werden darf u. s. w.

4. Es hat nun eine entscheidende Bedeutung, zu untersuchen, wie gross die in den einzelnen oben bewiesenen Formeln gewählten Intervalle sein dürfen, ohne dass die Genauigkeit der Berechnungen beeinträchtigt wird. Ich muss hier die Bemerkung vorausschicken, dass die Beantwortung dieser Frage in letzter Instanz auf der Natur der ganzen statistischen Untersuchung und auf dem Zweck beruht, welcher mit dieser verbunden ist. Ein summarischer Sterblichkeitskoëfficient, welcher das Alter vielleicht überhaupt nicht berücksichtigt, kann in gewissen Fällen für einen geschulten und gewissenhaften Statistiker eine vollständige Beweiskraft haben, während in anderen Fällen eine sehr eingehende Altersteilung hierzu erforderlich ist. Und wie mit dem Alter, so mit allen übrigen Teilungen des Beobachtungsmaterials. Allgemeine Regeln für den wünschenswerten Genauigkeitsgrad lassen sich somit nicht aufstellen.

Den einfachsten Fall bietet wohl der **Altersaufbau** einer Bevölkerung. Wie im vorigen Kapitel erwähnt, hat dieser im allgemeinen ein ganz typisches Gepräge; dasselbe wird recht gut durch eine gewöhnliche Ueberlebenstafel wiedergegeben, nur ist die absteigende Bewegung nach dem Alter hier etwas langsamer als in den meisten heutigen Kulturstaaten mit ihrer rasch zunehmenden Bevölkerung. Die noch zu verlebenden Jahre im Alter x_1 entsprechen der Volkszahl der über x_1 Jahre alten Personen, die zwischen dem Alter x_1 und x_2 verlebte Zeit entspricht der Volkszahl in den Altersklassen x_1 bis x_2. — Als Beispiel sei die Berliner Sterblichkeitstafel 1894 (Männer) herausgegriffen.

Denken wir uns, dass sich die Bewegung zwischen zwei konsekutiven Beobachtungen der Ueberlebenden als geradlinig auffassen lässt und fragen wir dann nach der in der zwischenliegenden Altersstrecke durchlebten Zeit. Am Schluss des ersten Lebensjahres hat man nun von 96 355 Lebendgeborenen eine Anzahl Ueberlebender gleich 73 137. Nach der erwähnten Voraussetzung einer geradlinigen Bewegung ist die durchlebte Zeit 84 746 Jahre. Aller Wahrscheinlichkeit nach ist diese Zahl aber zu hoch gegriffen, denn die absteigende Bewegung ist anfangs eine raschere als späterhin, und dies bestätigt sich auch, wenn man als Beobachtungswert die Anzahl der Ueberlebenden in der Mitte des ersten Lebensjahres, hier 79 285, einschaltet. Nun sinkt die berechnete Anzahl durchlebter Jahre bis auf 82 015,5, also um etwa 3 %. Fügt man noch die im Alter von 3 und 9 Monaten Ueberlebenden 84569 bezw. 75 729 hinzu, so sinkt die durchlebte Zeit auf 81 082, und benutzt man endlich monatliche Altersstufen, so erhält man 80 608. Der Unterschied der beiden letzten Zahlen ist nur $^1/_2$ %. Setzt man eine parabolisch-kontinuierliche Bewegung voraus, dann wird man aus 3 Werten 81 105 erhalten, aus 5 : 80 749; die letztere Zahl weicht von 80 608 nur um 1,7 pro Mille ab.

Will man für das erste Lebensjahr einigermassen genau die durchlebte Zeit berechnen, so wird es also notwendig sein, recht viele Altersstufen zu haben. Dasselbe gilt **teilweise** auch im folgenden Lebensjahre. Zwei Altersstufen, Anfang und Ende des Jahres ergeben 70 913,5 Lebensjahre. Wenn man die Anzahl der Ueberlebenden im Alter 1½ Jahr einschaltet, sinkt die Zahl um ½ ‰ auf 70 526, und bei Mitbenutzung der Angaben für 1¼ und 1¾ Jahre erhält man 70 448, also etwa 1 pro Mille weniger.

Bei höheren Altersstufen wird man schon mit grösseren Intervallen auskommen können. Im Alter von 2—10 Jahren hat man, auf l_2 und l_{10} fussend, wenn l_2 gleich 686,90 gesetzt wird, im ganzen 5238 Lebensjahre. Mit Einschaltung von l_6 erhält man 5173, und, wenn man l_4 und l_8 hinzufügt, 5154; aus den Werten für einjährige Stufen endlich erhält man 5148. Die letzteren Zahlen weichen um etwa 1 pro Mille voneinander ab. Berechnet man unter Voraussetzung einer parabolischen Bewegung die Anzahl der Lebensjahre, so erhält man aus 3 Werten 5151, also eine ganz gute Approximation.

Rückt man nun in das folgende Dezennium auf, so ergeben sich aus l_{10} und l_{20} 6114 Lebensjahre. Fügt man l_{15} hinzu, 6130, aus 6 äquidistanten Werten: l_{10}, l_{12} u. s. w. erhält man 6133 Jahre und mit 10 einjährigen Klassen ebenfalls 6133. Wollte man die erlebte Zeit nur aus dem Medianwert l_{15} bestimmen, so würden sich 6145 Jahre, also 2 pro Mille mehr ergeben.

Im Alter 40—50 hat man ähnlich aus l_{40} und l_{50}: 4758 Lebensjahre; der Medianwert l_{45} allein giebt 4761 Jahre, die drei erwähnten Werte: 4759 Jahre, 6 äquidistante Werte 4767, und 11 Werte l_{40}, l_{41} u. s. w. ebenfalls 4767. Bei 60—70 Jahr ergiebt sich aus zwei Werten l_{60} und l_{70} eine durchlebte Zeit = 2630 Jahre, aus dem Medianwert l_{65} allein 2664, und aus diesen drei Werten 2647, aus 6 Werten 2647 und aus 11 endlich ebenfalls 2647. Auch hier wird man also mit 5jährigen, ja selbst mit 10jährigen Intervallen recht gut auskommen können. Erst im Greisenalter mit der raschen Abnahme der Ueberlebenden muss man, um Genauigkeit zu erzielen, nicht allzukleine Altersstufen haben. Im Alter 80—90 z. B. hat man aus l_{80} und l_{90} 385 Jahre, aus dem Medianwerte l_{85} 262; aus diesen drei Werten 324 Jahre, also sehr abweichende Zahlen; 6 äquidistante Werte l_{80}, l_{82} u. s. w. ergeben 311 und 11 Werte 307 Jahre. Auf der anderen Seite ist allerdings die Genauigkeit hier nicht so wichtig wie in den jüngeren Altersklassen.

Dem Bedürfnis, für die Kindesjahre zu solchen Berechnungen recht kleine Intervalle zu benutzen, kommt die Praxis entgegen. Etwas anders steht es mit dem Greisenalter, wo man eher längere Altersstrecken als im Jünglingsalter zu benutzen geneigt ist. Unsicherheit der Beobachtungen in den höchsten Altersjahren und die Geringfügigkeit des Materials sind wohl die häufigsten Motive für dieses summarische Verfahren.

Aus dem Vorhergehenden folgt, dass man auch mit recht grossen Intervallen annäherungsweise die mittlere Lebensdauer berechnen kann. Da die Berliner Sterblichkeitstafel nur bis 90 Jahr hinaufgeführt wird, wollen wir die deutsche Reichstafel als Beispiel wählen. Denken wir uns, dass nur die Anzahlen der Ueberlebenden im Alter 0, 20, 40, 60, 80 und 100 vorliegen und dass man daraus die mittlere Lebenserwartung berechnen will. Man erhält hier aus der Formel (12), indem also 20 Jahre als Zeiteinheit gewählt wird, e_{20} = 38,65 Jahre. Wenn man nun aber die Werte l_{30}, l_{50} u. s. w. einschaltet, ergiebt sich 38,51, bei 5jährigen Intervallen 38,46 und bei einjährigen 38,45. Wie man sieht, kommt man recht bald zu einem Punkte, wo eine Hinzufügung neuer Werte die berechnete Lebensdauer nur wenig ändert. Wie dies sich nun für die verschiedenen Alterklassen gestaltet, wird folgende kleine Uebersicht darthun:

Die fernere mittlere Lebensdauer in Jahren auf Grundlage

Alter	20 jähriger	10 jähriger	5 jähriger	1 jähriger
	Intervalle berechnet			
0 J.	38,84	37,01	36,18	35,64
10	46,64	46,55	46,52	46,51
20	38,65	38,51	38,46	38,45
40	24,83	24,57	24,49	24,46
60	13,24	12,43	12,19	12,12
80	10,01	5,66	4,49	4,12
90	10,00	5,06	3,10	2,38

Für 0 Jahre giebt die deutsche Reichstafel selbst, einer datailliertere Berechnung folgend, 35,58 an; auch für einige andere Altersklassen sind kleinere Abweichungen zu verzeichnen. Für 20jährige Intervalle und das Alter 10 habe ich l_{10}, l_{30} u. s. w. als bekannt vorausgesetzt; für das Alter 90 : l_{90} und $l_{110} = 0$.

Die Ergebnisse dieser Berechnung bestätigen ganz das oben Entwickelte. In der Mitte des Lebens kann man sich mit recht grossen Intervallen begnügen. Denken wir uns die Lebenserwartung in irgend

einem Alter als Funktion y des Intervalls z, indem man z. B., wie hier, die Werte y_{20}, y_{10}, y_5 und y_1 kennt, dann lässt sich hieraus durch Interpolation die Lebenserwartung y_0 bestimmen, welche hervorgehen würde, wenn man unendlich kleine Intervalle benutzen könnte. Beispielsweise erhält man für das Alter 40 Jahre $y_0 = 24{,}46$, d. h. ganz dieselbe Zahl wie mit einjährigen Intervallen. Die Genauigkeit scheint also mit einjährigen Intervallen eine vollständig genügende zu sein. Auch ausserhalb der Mitte des Lebens scheint man recht wohl mit diesen auskommen zu können. Im Alter 90 Jahre erhält man 2,36 gegen 2,38 mit einjährigen Intervallen; für einen Lebendgeborenen hat man 35,53 (gegen 35,64, während die deutsche Reichstafel, wie oben bemerkt, selbst 35,58 angiebt).

Nahe verwandt mit dieser Aufgabe ist das Problem, aus der Volkszahl (bezw. der durchlebten Zeit) zwischen zwei Altersstufen die Anzahl der Personen zu finden, deren Alter eben in der Mitte dieses Intervalles liegt. Beispielsweise können wir versuchen, aus der gemäss der deutschen Reichstafel im Alter 10 bis 30 Jahre durchlebten Zeit

$$\int_{10}^{30} l_x \, dx = 1\,177\,129 \text{ Jahre}$$

die Anzahl der Ueberlebenden im Alter 20 (l_{20}) zu berechnen. Indem man hier die vorliegende Zahl durch 20 dividiert, erhält man 58 856; die Tafel selbst giebt $l_{20} = 59\,287$. Die Differenz ist etwa 7 pro Mille. Viel näher der Wahrheit kommt man, wenn die Berechnung auf eine 10jährige Altersstrecke beschränkt wird; man erhält nämlich aus der zwischen 15 und 25 durchlebten Zeit 59 147, d. h. eine Differenz gleich 2 pro Mille; aus einer 4jährigen Altersstrecke ergiebt sich 59 265, also nur 0,4 pro Mille Differenz. Dagegen wird man im Greisenalter sehr grosse Abweichungen wahrnehmen können. Aus der zwischen 70 und 90 Jahre durchlebten Zeit 129 446 erhält man $l_{80} = 6472$, während die Tafel 5035 giebt; aus der Alterstrecke 75—85 berechnet man 5424, und nimmt man eine 4jährige Altersstrecke 78—82, so erhält man 5095, also noch eine Differenz gleich 12 pro Mille. Auch hier bestätigt sich also, dass kleine Intervalle eher im Greisenalter als in der Mitte des Lebens erwünscht sind.

5. Wie schon oben berührt, ist nun der Altersaufbau der Verstorbenen nicht so einfach wie derjenige der Lebenden; es ist daher auch schwieriger, bei ähnlichen Annäherungsberechnungen für die Todesfälle einen passenden Grad der Genauigkeit zu erreichen. Beispielsweise war nach der deutschen Tafel die Anzahl der Verstorbenen im Alter 10 - 30 durchschnittlich jährlich 382; im Alter 19—21: 427; diese Zahlen weichen also bedeutend voneinander ab, und es würde bedenklich sein, aus dem 20jährigen Durchschnitt auf die Anzahl der Verstorbenen im Alter 20 zu schliessen. Besser gelingen die Berechnungen für etwas höhere Altersstufen, so z. B. für die Periode 40—60 Jahr. Hier erhält man jährlich durchschnittlich 883 Todesfälle, für die Periode 47—53 jährlich 871,8, 48—52: 871,5 und 49—51 ebenfalls 871,5. Würde man folglich aus der verlebten Zeit im Alter 40—60 und der Anzahl der Verstorbenen einen Sterblichkeitskoëfficienten berechnen, so würde die gefundene Zahl recht gut die Sterblichkeit im Alter 50 wiedergeben. Beim Greisenalter werden derartige Berechnungen wiederum ungenau.

Um der Aufgabe etwas näher zu treten, wollen wir die Formel (7) benutzen, indem wir, wie früher, auf der deutschen Tafel für Männer fussen.

Es gilt nun zu untersuchen, welchen Grad der Genauigkeit man hier bei Benutzung verschiedener Altersintervalle erwarten darf. Denken wir uns die in den einzelnen Altersklassen durchlebte Zeit als Ausdruck des Altersaufbaues einer Bevölkerung, so hat man beispielsweise im Alter 10—20 Jahre 608167 Lebensjahre und 2802 Todesfälle, d. h. eine durchschnittliche jährliche mittlere Sterblichkeit gleich 0,004607. Im Alter von 10 Jahren hat man als Zahl der Ueberlebenden $l_{10} = 62089$, und die Formel (7) giebt nun

$$l_{20} = l_{10} \cdot e^{-10 \cdot \mu} = 59293.$$

Die Tafel hat dagegen 59287, also statt 2802 Todesfällen eine Abnahme gleich 2796; der gefundene Unterschied ist also 2 pro Mille der Anzahl der Sterbefälle. Allmählich vergrössern sich aber die Abweichungen. Will man die Berechnung unter Benutzung 10jähriger Intervalle fortsetzen, so wird man mit $l_{10} = 62089$ als Ausgangspunkt die folgenden Ergebnisse erhalten.

Alter	Anzahl der Ueberlebenden nach der Tafel	nach der Berechnung
10 J.	62 089	62 089
20	59 287	59 293
30	54 454	54 464
40	48 775	48 803
50	41 228	41 296
60	31 124	31 292
70	17 750	18 200
80	5 035	5 704
90	330	534
100	2	7

Bis 60 Jahre ist der Fehler noch verhältnismässig unbedeutend, aber später wird die Abweichung immer grösser. Um bessere Resultate zu erzielen, kann man dann 5jährige Klassen verwenden. Die 31124 Ueberlebenden im Alter 60 werden bei dieser Berechnung auf 17842 im 70. Jahre statt 17750 schwinden; die 17750 auf 5174 statt 5035 im 80. Jahre; weiter erhält man statt 330 im 90. Jahre 364. Wollte man die durch Berechnung erhaltene Tafel vom Alter 60 an mit Benutzung 5jähriger Intervalle fortsetzen, so würde die Anzahl 31292 der 60jährigen auf 17940 im Alter 70 sinken, diese wiederum nach 10 Jahren auf 5229 und ferner im Alter 90 und 100 auf 378 bezw. 3. Jedenfalls stimmen diese Zahlen viel besser mit der Tafel überein.

Um eine praktische Regel für die Grösse des Intervalls zu erreichen, kann man die Bewegung der Intensität der Sterblichkeit mit dem Alter in Betracht ziehen. Zwischen 40—50 ist diese Grösse etwa ein Viertel von der Intensität der Sterblichkeit im Alter 65—70 u. s. w. In 4 Zeitelementen der ersten Altersperiode wird also die Abnahme der Ueberlebenden verhältnismässig dieselbe sein wie in einem Zeitelement der Periode 65—70 Jahre. Innerhalb dieser beiden Perioden ist zumal die aufsteigende Bewegung der Intensität der Sterblichkeit, wenn die Zeiteinheit in jener Altersperiode 4mal so gross wie in dieser wird, langsamer für 65—70 Jahre als für 40—50, der störende Einfluss dieser Bewegung folglich mutmasslich kleiner dort als hier. Wenn man sich dann im Alter 40—50 mit einem 10jährigen Intervall begnügen kann,

wird man etwa dieselbe Genauigkeit im Alter 65—70 mit einem Intervall gleich 2½ Jahre erreichen u. s. w. 5jährige Intervalle im Alter 60—70 werden ungefähr 10jährigen Intervallen im Alter 50—60 entsprechen, im Alter 70—80 sollte man 2—3jährige Intervalle haben, bei 80—90 Jahren etwa einjährige und im Alter 90—100 eher halbjährige, um dieselbe Genauigkeit zu erreichen wie mit dem 10jährigen Intervall im Alter 50—60. Wenn man diese Verkürzung der Intervalle unterlässt, so liegt das schon, wie oben berührt, an der grossen Schwierigkeit, genügend zahlreiche Beobachtungen über die Sterblichkeit im Greisenalter zu erhalten; ohne Bedeutung ist es aber nicht, die Frage nach der Genauigkeit im hohen Alter zu beleuchten, selbst wenn man den Anforderungen der Theorie in der Praxis kaum Folge leisten kann.

Im Vorhergehenden habe ich die ersten 10 Lebensjahre ausser Betracht gelassen. In der Regel behandelt man nun die Sterblichkeit im Alter von 5—10 Jahren gerade so, wie in den folgenden Altersjahren. In diesem Falle erhält man in obigem Beispiel 62079 statt 62089; die rasch absteigende Bewegung ist Schuld daran, dass der Fehler nicht noch kleiner ist, aber für die meisten Zwecke wird dieser Grad der Genauigkeit hinreichen.

Anders mit den ersten 5 Lebensjahren; hier ist namentlich im ersten Lebensjahre die absteigende Bewegung der Intensität der Sterblichkeit so gewaltig, dass man an Durchschnittsberechnungen nicht denken darf; man muss bis in das hohe Greisenalter hinaufsteigen, um ähnliche Sterbewahrscheinlichkeiten zu finden, und schon daraus wird man erkennen, dass sich mit einem 5- oder gar einjährigen Intervall nicht auskommen lässt; in der Regel wird man in dieser Altersperiode die Volkszahl ganz ausser Betracht lassen und auf Geburten und Todesfällen allein fussen.

6. Die Zahlenreihen, mit welchen man in der Statistik zu thun hat, gehorchen, wie schon erwähnt, sehr häufig einer Gesetzmässigkeit, welche einfache Interpolationsformeln zulässt. Ausserhalb der ersten und der letzten Jahre des Lebens wird z. B. die Zahl der Ueberlebenden in ihrer Abhängigkeit von dem Alter als ganze algebraische Funktion aufgefasst werden können, ebenso die Verstorbenen und die Intensität der Sterblichkeit. Denken wir uns, dass die Funktion y höchstens fünften Grades ist, dann kann man die Konstanten aus sechs konsekutiven Werten berechnen, die wir mit

$$y_{-\frac{1}{2}},\ y_{-\frac{3}{2}},\ y_{-\frac{1}{2}},\ y_{\frac{1}{2}},\ y_{\frac{3}{2}},\ y_{\frac{5}{2}}$$

bezeichnen wollen. Wir können nun das Integral

$$\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} y\, dx$$

berechnen und dieses sowie den Wert $\frac{1}{2}(y_{-\frac{1}{2}} + y_{\frac{1}{2}})$ mit dem Medianwerte y_0 vergleichen. Der Einfachheit halber schreiben wir

$$y_{-\frac{1}{2}} + y_{\frac{1}{2}} = 2\alpha_0,\quad y_{-\frac{3}{2}} + y_{\frac{3}{2}} = 2\alpha_1 \quad \text{und} \quad y_{-\frac{5}{2}} + y_{\frac{5}{2}} = 2\alpha_2;$$

$$\text{ferner } \alpha_1 - \alpha_0 = \delta_1,\qquad \alpha_2 - \alpha_1 = \delta_2 \quad \text{und} \quad \delta_2 - 2\delta_1 = \delta'.$$

Die Funktion sei

$$y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad a_5 x^5.$$

Man erhält nun sehr leicht

$$\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} y\,dx = a_0 + \frac{a_2}{12} + \frac{a_4}{80};$$

ferner ist

$$y_0 = a_0$$
$$y_{-\frac{1}{2}} + y_{\frac{1}{2}} = 2\alpha_0.$$

Aus den Bedingungsgleichungen folgt

$$\alpha_0 = a_0 + \frac{a_2}{4} + \frac{a_4}{16}$$

$$\alpha_1 = a_0 + \frac{9\,a_2}{4} + \frac{81\,a_4}{16}$$

$$\alpha_2 = a_0 + \frac{25\,a_2}{4} + \frac{625\,a_4}{16}$$

und hieraus $\delta_1 = 2\,a_2 + 5\,a_4$, $\delta_2 = 4\,a_2 + 34\,a_4$, $\delta' = 24\,a_4$; endlich

$$a_2 = \frac{\delta_1}{2} - \frac{5\,\delta'}{48} \quad \text{und} \quad a_0 = y_0 = \alpha_0 - \frac{\delta_1}{8} + \frac{3\,\delta'}{128}.$$

Schliesslich hat man

$$\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} y\,dx = \alpha_0 - \frac{\delta_1}{12} + \frac{11\,\delta'}{720}.$$

Die Differenz zwischen diesem Integral und dem Medianwert ist

$$\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} y\,dx - y_0 = \frac{\delta_1}{24} - \frac{47\,\delta'}{5760}$$

und zwischen dem Integral und dem Durchschnittswerte

$$\tfrac{1}{2}\left(y_{-\frac{1}{2}} + y_{\frac{1}{2}}\right) = \alpha_0 \qquad - \frac{\delta_1}{12} + \frac{11\,\delta'}{720};$$

auch erhält man

$$\frac{y_{-\frac{1}{2}} + y_{\frac{1}{2}}}{2} - y_0 = \frac{\delta_1}{8} - \frac{3\,\delta'}{128};$$

δ' verschwindet, wo y eine algebraische Funktion dritten Grades ist.

Versuchen wir beispielsweise aus den sechs Werten l_{25}, l_{35} u. s. w. bis l_{75} nach der deutschen Ueberlebenstafel die Anzahl der im Alter 50 Ueberlebenden zu finden.

Man hat hier $2\alpha_0 = 81\,816$, $2\alpha_1 = 76\,617$ und $2\alpha_2 = 67\,635$, folglich $\delta_1 = -2599{,}5$ und $\delta' = 708$. Aus der Gleichung für y_0 erhält man schliesslich $l_{50} = 41\,250$ statt 41 228 der Tafel. Eine noch bessere Uebereinstimmung ergiebt sich bei Beschränkung auf die Altersstrecke 40—60 mit 4jährigen Intervallen. Hier ist δ' verschwindend klein und das Ergebnis wird dasselbe, ob man die Werte l_{40} und l_{60} ganz weglässt oder nicht, nämlich 41 227. Im hohen Alter wird wie oben notwendig sein, kleinere Intervalle zu benutzen; wenn man z. B. l_{90} berechnet, erhält man aus l_{80}, l_{84} u. s. w. bis l_{100} den Wert $l_{90} = 338$ statt der faktischen Zahl 330, mit zweijährigen Intervallen (85 Jahre, 87 Jahre u. s. w.) erhält man dagegen genau 330, auch wenn man l_{85} und l_{95} weglässt. Man begeht dann auch keinen grossen Fehler, wenn man den Medianwert 330 als durchschnittlichen Wert für die während des Alters 89 und 91 durchlebte Zeit auffasst. Die Formel für das Integral

$$\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} y\,dx$$

giebt 673 durchlebte Jahre, die deutsche Tafel hat (eine andere Formel benutzend) 670, aus dem Medianwerte ergiebt sich mit dem Jahre als Einheit 660. Zwischen 48 und 52 erhält man als durchlebte Zeit 164 840 Jahre; der berechnete Medianwert giebt 164 908, die deutsche Tafel 164 846; diese Unterschiede sind offenbar ohne Belang.

Derartige Erfahrungen werden einigermassen beruhigend mit Rücksicht auf die allgemein benutzten Durchschnittsberechnungen wirken. Auch die Werte der Sterbenswahrscheinlichkeiten lassen sich recht wohl in die Interpolationsformel einfügen. So erhält man aus den 6 Werten für das Alter 40, 44 u. s. w. bis 60 Jahre, einen interpolierten, mit 100 000 multiplizierten Wert gleich 2144 für das 50. Jahr, statt 2145 der Tafel; wenn man die Beobachtungen über eine Strecke von 50 Altersjahren benutzt, so erhält man, auf den Zahlen für 25, 35, 45 u. s. w. bis 75 fussend, für 50 Jahre 2123, also nur 2 % weniger als nach der Tafel. Angenähert wird auch der Durchschnitt einer ungeraden Anzahl konsekutiver Wahrscheinlichkeitswerte dem Medianwerte entsprechen. Aus den 11 Werten vom Jahr 40 bis Jahr 50 inkl. ergiebt sich als Durchschnitt 1710, während man für das Alter 45 faktisch 1680 hat. Dies alles bestätigt die oben mit Rücksicht auf Durchschnittsberechnungen gewonnenen Ergebnisse. Aus dem Durchschnitt für 40—49 erhält man 1667; die Intensität der Sterblichkeit würde dann etwa 1681 sein; als Intensität für die 10jährige Altersstrecke hat man faktisch 1670. Man kann somit recht gut die Medianwerte statt der Durchschnittswerte benutzen. In der Formel

$$l_{x_2} = l_{x_1} \cdot e^{-\int_{x_1}^{x_2} \mu_x \, dx}$$

lässt sich das Integral in mehrere einzelne Integrale mit kleineren Intervallen zerlegen; z. B.:

$$\int_{x_1}^{x_2} \mu_x \, dx = \int_{x_1}^{x_1+1} \mu_x \, d_x + \int_{x_1+1}^{x_1+2} \mu_x \, dx + \quad . \quad . \quad . \quad ,$$

wenn das Jahr die Zeiteinheit ist; diese Integrale können annäherungsweise durch Medianwerte

$$\mu_{x_1 + \frac{1}{2}}, \quad \mu_{x_1 + \frac{3}{2}} \text{ u. s. w.}$$

ersetzt werden, oder, wie wir gesehen haben, durch einen für die ganze Zeitstrecke berechneten Durchschnittswert. Als Annäherungsformel wird nun auch die folgende berechtigt erscheinen:

$$\mu_x = \frac{l_{x-h} - l_{x+h}}{2 h l_x}$$

Diese Gleichung wird vollständig richtig, wenn man im Intervall $x - h$ bis $x + h$ die Funktion l_x als eine ganze algebraische zweiten Grades auffassen darf. Für das Alter 45 erhält man, wenn $h = 1$, $\mu = 0{,}01656$. Aus den beiden Sterblichkeitswerten für 44 und 45 interpoliert man 0,016425, aus welcher Zahl wiederum als Intensität der Sterblichkeit berechnet wird: 1656 d. h. dieselbe wie oben.

In den obigen Betrachtungen habe ich mich wesentlich auf Untersuchungen über Sterblichkeit beschränkt. Auch andere statistische Untersuchungen, z. B. über die Krankheitshäufigkeit, haben selbstverständlich ähnliche Schwierigkeiten zu überwinden. Da aber, wie nachgewiesen, die Bewegungen der Krankheitshäufigkeit und der Krankheitsdauer nach dem Alter wenigstens nicht stärker sind als diejenigen der Mortalität, so darf man vor der Hand davon ausgehen, dass sich auch hier ähnliche Annäherungsmethoden verwenden lassen. Dasselbe dürfte auch für die Invaliditäts- und Unfallhäufigkeit gelten.

Das oben Entwickelte soll nur als die erste Andeutung für die Lösung einer umfangreichen und zu oft vernachlässigten Aufgabe dienen. Eine jede statistische Untersuchung bringt, wie früher bemerkt, ihre eigenen Probleme mit sich: Eigentümlichkeiten der Beobachtungen, spezielle Fehlerquellen, für deren Messung sich keine allgemeinen Regeln aufstellen lassen, die aber auf die Approximationen Einfluss üben können. Die Behandlung einer vorliegenden Beobachtungsreihe sollte m. a. W. mit einer Voruntersuchung über die Zulässigkeit der Annäherungsmethoden beginnen.

7. Die Methoden zur Berechnung der Sterbetafeln sind ein wenig verschieden, je nachdem man mit Individualbeobachtungen in einer geschlossenen Gruppe, wie z. B. in einer Lebensversicherungsgesellschaft, oder mit Massenbeobachtungen, wie z. B. Volkszählungen und Sterbelisten, zu thun hat. Bei Individualbeobachtungen ist man offenbar etwas freier gestellt und kann nach Belieben kleine Aenderungen in der Methode vornehmen, während die Massenbeobachtungen, wenn sie erst vorliegen, meistens eine bestimmte Methode als die allein naturgemässe erheischen.

Denken wir uns nun eine geschlossene Gruppe, z. B. den Bestand einer Lebensversicherungsgesellschaft, und fragen wir dann nach den jährlichen Bewegungen dieser Gruppe. Die gewonnenen Sätze werden sich übrigens selbstverständlich leicht anwenden lassen, auch wo andere Zeiteinheiten als das Jahr benutzt werden. Es sei die Anzahl der unter Beobachtung in ein Altersjahr n Eintretenden a_n, d_n die Zahl derer, welche im Alter n bis $n+1$ sterben, u_n derer, die ausscheiden, i_n derer, die neu in die Beobachtung eintreten. Am Schluss des Altersjahres sind somit $a_n + i_n - d_n - u_n = a_{n+1}$ Personen unter Beobachtung. Mehrere Versicherungsanstalten lassen bei Sterblichkeitsberechnungen die Beigetretenen ausser Betracht, bis sie den ersten Geburtstag als Versicherte erleben, selbstverständlich werden dann auch die unter solchen Personen vor dem genannten Geburtstag eingetretenen Sterbefälle und Ausscheidungen weggelassen; die obige Gleichung bleibt übrigens in diesem Fall ganz unverändert, nur gewinnt man den Vorteil, mit ganzen Altersjahren für die Eintretenden rechnen zu können. Man erhält nun successive a_0, a_1, a_2 u. s. w., und es gilt dann die in den einzelnen Altersjahren durchlebte Zeit zu bestimmen. Falls man nicht vorzieht, die genauen Zeitbestimmungen aus den Büchern der Gesellschaft abzulesen, wird man sich mit einer Hypothese behelfen und zwar in der Regel mit der, dass alle Ausscheidungen, Todesfälle u. s. w. in der Mitte des Altersjahres eintreten oder gleichmässig auf das Jahr verteilt sind, dass man also als verlebte Zeit

$$t_n = a_n + \frac{i_n - d_n - u_n}{2}$$

hat und schliesslich als Approximativausdruck für die Intensität der Sterblichkeit im Alter n bis $n+1$

$$\frac{d_n}{t_n}$$

erhält. Zieht man vor, die Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben, ausfindig zu machen, dann kann man die $i_n - u_n$ Hinzukommenden (den Nettozuwachs) gewissermassen auf den Geburtstag diskontieren, indem man sie nach der hier angewandten Hypothese als $\frac{1}{2}(i_n - u_n)$ Personen rechnet; man hat dann

$$s_n = \frac{d_n}{a_n + \frac{i_n - u_n}{2}} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (13)$$

Diese Formel folgt auch unmittelbar aus (8). Wenn man die Eintretenden erst nach Erreichung des ersten Geburtstages unter Beobachtung nimmt, vereinfacht sich die Formel auf

$$s_n = \frac{d_n}{a_n - \frac{u_n}{2}},$$

wo d_n und u_n nur solche Personen umfassen, die am Anfang des Altersjahres versichert waren. Bisweilen lässt man auch aus praktischen Rücksichten den Bruch $\frac{u_n}{2}$ weg, so dass dann s_n ein wenig zu gross gegriffen wird.

Man ist nun keineswegs an den Geburtstag als Anfangspunkt der Beobachtungsperiode gebunden. Man wird es vielleicht vorziehen, den Eintrittstag zu benutzen und dann den Versicherten ein Jahr hindurch zu beobachten. Man könnte in diesem Falle als gleichaltrig alle Personen auffassen, die im Alter n bis $n + 1$ eintreten; wenn diese ein Jahr hindurch beobachtet werden, bedeutet dies annäherungsweise dasselbe, als wenn man die Sterblichkeit im Alter $n + \frac{1}{2}$ bis $n + \frac{3}{2}$ bestimmen will. Bisweilen wählt man auch den Neujahrstag als Ausgangspunkt. Bei Untersuchungen betreffend bestimmte Berufsklassen, wie z. B. die Aerzte, weiss man oft nicht den Geburtstag, sondern nur das Geburtsjahr. Nimmt man dann den Betreffenden unter Beobachtung vom nächstfolgenden Neujahrstag nach seinem Eintritt, so hat man wiederum mit Personen im Alter n bis $n + 1$ zu thun, wo n gefunden wird, indem man das Geburtsjahr vom Eintrittsjahr subtrahiert. Kennt man nun ferner das Sterbejahr, nicht das Sterbealter, so kann man voraussetzen, die Todesfälle seien genau im Alter n, $n + 1$ u. s. w. eingetreten (oder gleichmässig über das Jahr $n - \frac{1}{2}$ bis $n + \frac{1}{2}$, $n + \frac{1}{2}$ bis $n + \frac{3}{2}$ u. s. w. verteilt). Wenn man die Anzahlen der Sterbefälle mit d_n, d_{n+1} u. s. w. bezeichnet und ähnlich die der Ein- und Ausgetretenen mit i_n, u_n u. s. w., ferner die Anwesenden im Alter n bis $n + 1$ am Neujahrstag gleich a_{n+1} setzt u. s. w., so hat man als Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben, für eine Person im Alter $n - 1$ bis n, wie oben

$$s_n = \frac{d_n}{a_n + \frac{i_n - u_n}{2}}.$$

Der Eintritt und das Ausscheiden brauchen nicht das Verhältnis zur Versicherungsanstalt zu berühren, sondern nur die Beobachtungsperiode. Dieselbe Person tritt vielleicht nur aus der Beobachtung aus, um in eine neue Beobachtungsperiode einzutreten. So, wenn man den

Einfluss der Dauer der Versicherung auf die Sterblichkeit untersuchen will und daher das erste, zweite u. s. w. Versicherungsjahr gesondert behandelt. Es ist dann ein Ausscheiden aus zweierlei Ursachen möglich, teils im Laufe des Versicherungsjahres infolge eines wirklichen Austretens aus der Gesellschaft, teils am Ende des Jahres, weil dieses den Abschluss der Beobachtungsperiode und den Anfang einer neuen bezeichnet. Selbst wo nur eine einzige Beobachtungsperiode vorliegt, muss man die am Schluss derselben Anwesenden als Ausgetretene behandeln, und nach Belieben kann man diese Periode z. B. mit dem Geburtstag, dem Neujahrstag oder dem Jahrestag des Eintritts abschliessen; die Anzahl unter Beobachtung Stehender kann dann z. B. so ausgedrückt werden:

$$a_{n+1} = a_n + i_n - u_n - d_n - w_n \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (14)$$

wo w_n die Anzahl der Personen bedeutet, welche am Schluss der Beobachtungsperiode im betreffenden Alter stehen und noch versichert sind.

8. In der offiziellen Statistik ist man meistens auf Massenbeobachtungen angewiesen; nur ausnahmsweise kann man eine vollständig individualisierende Methode benutzen. In der Regel werden die Beobachtungen in der Form vorliegen, dass die Sterbefälle einer gewissen Periode nach dem Alter unterschieden sind, und eine oder mehrere Volkszählungen ebenfalls nach dem Alter. Man ermittelt dann annäherungsweise die verlebte Zeit und bringt die Formel (5) in Anwendung. Ist z. B. eine Volkszählung Anfang 1890 vorgenommen und stehen nach dieser p Personen in einem gewissen Alter, ist ferner die Beobachtungsperiode z. B. 1885–94, so würde man vielleicht als die verlebte Zeit der betreffenden Altersklasse 10 p Jahre auffassen. Aus zwei Zählungen am Anfang und Ende der Periode, die p_1 und p_2 ergaben, würde man vielleicht auf $5\,(p_1 + p_2)$ schliessen. Drei Zählungen würden eine Interpolation zweiten Grades zulassen u. s. w. Die verlebte Zeit sollte dann in die Zahl der Gestorbenen dividiert werden, um die Intensität der Sterblichkeit zu erhalten — wobei, wie oben nachgewiesen, eine besondere Untersuchung auf die Grösse der Intervalle gerichtet werden sollte — und schliesslich wird man die Wahrscheinlichkeit finden, binnen einer gewissen Periode zu sterben, weiter die Anzahlen der Ueberlebenden u. s. w. Es ist nun klar — wie auch im vorigen Kapitel nachgewiesen — dass diese Methode, einfach wie sie ist, ihre Mängel hat, und die neuere Entwickelung der Statistik hat daher ganz natürlich das Bestreben gezeitigt, die Unsicherheiten wenigstens zum Teil zu beseitigen, was in der Hauptsache so geschieht, dass teilweise Individualisierung angewendet wird. Die Hauptleistungen in diesen Beziehungen verdanken wir namentlich G. F. Knapp, Lexis, Zeuner, van Pesch, Böckh und K. Becker[1]).

[1]) Vgl. u. a. G. F. Knapp: Ermittlung der Sterblichkeit, Leipzig 1868; Sterblichkeit in Sachsen, Leipzig 1869; Theorie des Bevölkerungs-Wechsels, Braunschweig 1874. W. Lexis: Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik, Strassburg 1875. G. Zeuner: Abhandlungen zur mathematischen Statistik, Leipzig 1869. Neue Sterblichkeitstafeln für die Gesamtbevölkerung des Königreichs Sachsen (Zeitschr. des K. Sächsischen stat. Bureaus 1894, Heft I—II.) K. Becker: Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungsstatistik zu stellende Anforderungen, Berlin 1874 und Deutsche Sterbetafel (Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reichs 1887). A. I. van Pesch: Jets over Sterftetafels 1866, Sterftetafels voor Nederland's, Gravenhage 1897. R. Böckh: Sterblichkeitstafel für den Preussischen Staat im Umfang von 1865, Jahrb. für Nationalök. und Statistik, Bd. XXV, 1875 und Statistisches Jahrb. der Stadt Berlin, Bd. XXIII (1896), Berlin 1898.

Der weitgehendste Vorschlag in der Richtung der Individualisierung ist das von Körösy befürwortete Verfahren[1]). Nach diesem soll man alle bei zwei konsekutiven Volkszählungen eines Gebietes (z. B. einer Stadt) vorgefundenen Personen thunlichst identificieren und bei allen Todesfällen soll ebenfalls untersucht werden, ob der Betreffende bei der letzten Volkszählung im Gebiete lebte. Die Methode will also die Bevölkerung in zwei Teile zerlegen, einen mehr und einen weniger sesshaften, und der letztere soll dann ganz ausser Betracht gelassen werden. Es seien die Volkszahlen zu den Zeitpunkten t_1 und t_2 als P_1 und P_2 gefunden, es sei ferner $P_2 = i + p$, $P_1 = u + d + p$, wo p diejenigen bezeichnet, die bei beiden Zählungen vorgefunden waren, i die in der Zwischenzeit hinzugekommenen, u die ausgewanderten und d die bei der ersten Zählung vorgefundenen, aber später verstorbenen Personen. Es sei ferner die Zahl der Todesfälle unter den seit der ersten Volkszählung Hinzugekommenen gleich δ.

Nach der gewöhnlichen Methode würde man als Intensität der Sterblichkeit:

$$\frac{d + \delta}{\int_{t_1}^{t_2} P_t \, dt},$$

auffassen, wo P_t die Volkszahl zum Zeitpunkte t bedeutet, und annäherungsweise würde man in der Regel diesen Ausdruck in

$$\frac{d + \delta}{(t_2 - t_1)\frac{P_1 + P_2}{2}}$$

umschreiben können. Nach Ausscheidung der Zugewanderten i würde man den folgenden Wert haben:

$$\frac{d}{(t_2 - t_1)\, p + D + U} \quad \ldots \ldots \ldots \quad (15)$$

wo D und U die von den Verstorbenen bezw. Ausgewanderten während ihres Aufenthalts in der Stadt verlebte Zeit bezeichnet. Die Zeit D wird beobachtungsweise festgestellt werden können, nur die Zahl U entzieht sich grösstenteils der Beobachtung. Man hat allerdings häufig einige Anhaltspunkte, z. B. die polizeilich gemeldeten Ab- und Zuzüge, aber in der Hauptsache muss man irgend eine Interpolation vornehmen. Der einfachste Fall ist derjenige, wo die Auswanderung sich gleichmässig auf das Intervall verteilt, U ist dann

$$(t_2 - t_1)\frac{u}{2}$$

und man hat als die Intensität der Sterblichkeit:

$$\frac{d}{(t_2 - t_1)\left(p + \frac{u}{2}\right) + D}.$$

Diese Formel bedarf übrigens insofern einer Korrektion, als man ja von vorn herein nicht wissen kann, ob nicht viele Personen das Gebiet nach

1) Vgl. Westergaard: Sterbetafeln auf Grundlage individualer Beobachtungen, Jahrb. für Nationalök. und Statistik, Bd. XXXIII, 1879.

der ersten Volkszählung verlassen, aber vor der nächsten zurückkehren. Dadurch wird die von den zweimal konstatierten Personen verlebte Zeit kleiner als $(t_2 - t_1)$ p. Eine solche Fehlerquelle müsste durch eine Stichprobe möglichst beseitigt werden. Vielleicht sind mehrere Personen nicht konstatierbar; wenn dies für k_1 bei der ersten, k_2 bei der zweiten Zählung und δ_1 Verstorbene gilt, so kann man diese Personen als eine besondere Gruppe betrachten, die nach irgend einer Hypothese behandelt werden muss. Man könnte z. B. als von dieser Gruppe verlebte Zeit

$$\frac{k_1 + k_2}{2} (t_2 - t_1)$$

auffassen und als Intensität der Sterblichkeit somit

$$\frac{d + \delta_1}{\left(p + \frac{u + k_1 + k_2}{2}\right)(t_2 - t_1) + D}.$$

Der Einfachheit wegen ist hier vorausgesetzt worden, dass alle Altersstufen dieselbe Sterblichkeit haben. Es wird aber ein Leichtes sein, auch das Alter zu berücksichtigen, indem man eine Fortschreibung von Altersjahr zu Altersjahr durchführt und dann die von jeder Altersklasse verlebte Zeit ausfindig macht, ganz wie in einer Lebensversicherungsanstalt.

Der Vorteil einer solchen Methode beruht, falls sie durchführbar ist, einfach darin, dass man einen häufig sehr grossen Teil der Bevölkerung ausser Betracht lassen darf, welcher sich sonst in nicht geringem Grade der Beobachtung entzieht, nämlich die Einwanderer im Intervalle zwischen den Volkszählungen, teilweise also eine nicht sesshafte Bevölkerungsgruppe. Bei dem gewöhnlichen Verfahren muss man faktisch sowohl mit Rücksicht auf Ein- wie auf Auswanderung Hypothesen aufstellen, hier aber nur in betreff der Ausgewanderten.

Im Uebrigen laufen die Vorschläge meistens darauf hinaus, die Verstorbenen, Ausgewanderten u. s. w. so weit wie möglich nicht nur nach Altersjahren, sondern zugleich nach Geburtsjahren auseinander zu halten. Wenn man dies thut, wird man leichter Zähler und Nenner in der Wahrscheinlichkeit homogen machen können, als wenn diese Teilung nicht geschehen kann, oder m. a. W. man kann dadurch Hypothesen in betreff des Zuwachses der Volkszahl und der von der Bevölkerung verlebten Zeit entbehrlicher machen. Ganz ohne Hypothesen wird man freilich kaum in der Bevölkerungsstatistik auskommen. Ich will im folgenden einige der wichtigsten Methoden zur Sterblichkeitsberechnung erwähnen. Um einen besseren Ueberblick über die Aufgabe zu gewinnen, wird es jedoch angebracht sein, vorerst ein paar Sätze aus der Interpolationsrechnung aufzustellen.

Denken wir uns, dass die Volkszahl, nach einjährigen Geburtsjahrklassen geordnet, für den Schluss des Jahres bekannt ist; man wisse also, wie viele Personen einer bestimmten Jahresgeneration zugehören. Nun treten im Laufe des folgenden Jahres eine Anzahl Personen desselben Geburtsjahres hinzu, und es fragt sich, wie viele Jahre diese Personen zwischen dem Eintritt und dem nächsten Geburtstag zusammen verlebt haben, vorausgesetzt, dass sie alle denselben erreichen. Es wird häufig unbedenklich erscheinen, die Geburtstage gleichmässig auf das Jahr zu verteilen. Wenn dasselbe für den Eintritt gilt, und in einem Jahre aus der Geburtsjahrklasse i einwanderten, haben also

$$\int_0^1 ix\,dx = \frac{i}{2}$$

den Geburtstag schon erreicht, als sie einwanderten. Ist die Volkszählung zum Zeitpunkte x_1 vorgenommen worden, so werden

$$\int_0^{x_1} ix\,dx = i\frac{x_1^2}{2}$$

vor der Zählung, aber nach dem Geburtstag eintreten,

$$\int_{x_1}^1 ix\,dx = \frac{i}{2}(1 - x_1^2)$$

nach der Zählung und nach dem Geburtstag,

$$\int_0^{x_1} i(1-x)\,dx = i\left(x_1 - \frac{x_1^2}{2}\right)$$

vor der Zählung und vor dem Geburtstag und

$$\int_{x_1}^1 i(1-x)\,dx = i\left(\frac{1}{2} - x_1 + \frac{x_1^2}{2}\right)$$

nach der Zählung aber vor dem Geburtstag. Die vier Kategorien zusammen ergeben i, wie es auch sein muss.

In jedem Augenblick wandern also $i\,dx$ ein, und von diesen haben wiederum $i\,dx\,dt$ den Geburtsaugenblick dt. Alle Personen, für welche $t > x$, haben ihren Geburtstag im betreffenden Jahre noch nicht erreicht. Die gesamte von den im Augenblick dx eingetretenen Personen verlebte Zeit bis zum Geburtstag ist nun

$$i\int_x^1 (t-x)\,dt \cdot dx = i\left(\frac{1}{2} - x + \frac{x^2}{2}\right)dx$$

und für das ganze Jahr

$$i\int_0^1\left(\frac{1}{2} - x + \frac{x^2}{2}\right)dx = \frac{i}{6} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (16)$$

Da $\frac{i}{2}$ vor dem Geburtstag eintreten, hat man für eine jede solche Person von der Einwanderung bis zum Geburtstag 4 Monate zu rechnen, falls jede diesen Tag erlebt.

Nach Erreichung des Geburtstages werden dieselben $\frac{i}{2}$ Eingewanderten zusammen vor dem Jahresende:

$$i\int_0^1\int_x^1 (1-t)\,dt \cdot dx$$

verleben, also ebenfalls $\frac{i}{6}$, oder durchschnittlich wieder 4 Monate. Endlich hat man für die $\frac{i}{2}$ Personen, welche nach dem Geburtstag hinzukommen, vor dem Jahresende

$$i\int_0^1\int_0^x (1-x)\,dt\,dx = \frac{i}{6},$$

d. h. wieder 4 Monate für jeden Einwanderer. Für alle drei Gruppen zusammen hat man $\frac{i}{2}$ Jahre als verlebte Zeit zwischen Einwanderung und Jahresschluss, wie man dies ja auch erwarten musste.

Diese Approximation wird nun sowohl bei der deutschen wie bei den norwegischen Reichstafeln in Anwendung gebracht. Böckh fusst ebenfalls auf dieser Betrachtung, die er dann aber auf monatliche Intervalle weiter führt, indem er die Nachrichten über Ab- und Zuzüge in Berlin als Grundlage benutzt. Es sei die Einwanderung in einer gewissen Zeitstrecke zwischen x_1 und x_2 gleich i; die Einwanderung im Moment dx folglich

$$\frac{i}{x_2 - x_1}\,dx;$$

man hat dann für solche, die ihren Geburtstag noch nicht erreicht haben, eine bis zu diesem Zeitpunkt noch zu durchlebende Zeit gleich:

$$\frac{i}{x_2 - x_1}\int_{x_1}^{x_2}\int_x^t (t-x)\,dt\cdot dx = \frac{i}{x_2 - x_1}\int_{x_1}^{x_2}\left(\frac{1}{2} - x + \frac{x^2}{2}\right)dx \quad (17)$$

Die Integration ergiebt den Wert:

$$\frac{i}{2}\left(\frac{(x_2 - x_1)^2}{3} + (x_2 - 1)\ (x_1 - 1)\right);$$

für $x_1 = 0$ $x_2 = 1$ erhält man obigen Wert $\frac{i}{6}$.

Für $x_2 - x_1 = \frac{1}{12}$ ergiebt sich

$$\frac{i}{2}\left(\frac{1}{3.144} + (x_2 - 1)\ (x_1 - 1)\right).$$

Setzt man successive $x_1 = 0, \frac{1}{12}, \frac{2}{12}$ u. s. w., also $x_2 = \frac{1}{12}, \frac{2}{12}, \frac{3}{12}$ u. s. w., so erhält man bezw.

$$\frac{i}{2}\cdot\frac{397}{432},\ \frac{i}{2}\cdot\frac{331}{432},\ \frac{i}{2}\cdot\frac{271}{433}\ \text{u. s. w.,}$$

für den letzten Monat

$$\frac{i}{2}\cdot\frac{1}{432}.$$

Wären die eingewanderten Personen schon am Neujahrstag hinzugekommen, so würden sie durchschnittlich $\frac{i}{2}$ Jahre bis zum Geburtstag verlebt haben; man hat sie also, um diese Beobachtungen mit der schon vorhandenen Volkszahl homogen zu machen, mit 91,9 % bezw. 76,6 %, für den letzten Monat mit 0,2 % in Ansatz zu bringen. Vom Geburtstag nach der Einwanderung bis zum Jahresschluss werden die Eingewanderten

$$\frac{i}{x_2 - x_1}\int_{x_1}^{x_2}\int_x^1 (1-t)\ dt\cdot dx$$

erleben, also wiederum

$$\frac{i}{x_2 - x_2} \int_{x_1}^{x_2} \left(\frac{1}{2} - x + \frac{x^2}{2}\right) dx,$$

und man erhält also eine ganz ähnliche Reihe. Geht man demnach von der Volkszahl am Schluss des Jahres rückwärts, so soll man für die im letzten Kalendermonat mehr Zugezogenen 91,9 °/₀ in Abzug bringen, für den vorletzten 76,6 u. s. w.

Wählt man endlich das Vierteljahr als Zeiteinheit und zerlegt diese in drei Monate, so hat man einfach in den obigen Formeln $x_2 - x_1 = \frac{1}{3}$ zu setzen, und man wird ersehen, dass man für jede hinzugekommene Person $\frac{19}{27}$ bezw. $\frac{7}{27}$ und $\frac{1}{27}$ in Anrechnung zu bringen hat.

Wir können nun weiter fragen, wie viele Jahre die Eingewanderten im Gebiete verleben werden, wenn die Volkszählung nicht am Ende des Jahres vorgenommen wird, sondern zum Zeitpunkte x_1. Diese Aufgabe lässt sich leicht lösen.

Die Eingewanderten vor der Zählung nach dem Geburtstag,

$$\frac{i\,x_1^2}{2}$$

an der Zahl, werden z. B. im ganzen von der Einwanderung bis zum Geburtstag im folgenden Jahre:

$$i \int_0^{x_1} \int_0^{x} (1 + t - x)\; dt \cdot dx = i\left(\frac{x_1^2}{2} - \frac{x_1^3}{6}\right) \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (18)$$

Jahre verleben.

Die Eingewanderten nach der Zählung nach dem Geburtstag, d. h.

$$i\left(x_1 - \frac{x_1^2}{2}\right),$$

$$i \int_{x_1}^{1} \int_0^{x} (1 + t - x)\; dt \cdot dx = i\left(\frac{1}{3} - \frac{x_1^2}{2} + \frac{x_1^3}{6}\right) \quad . \quad . \quad (19)$$

Die i' im folgenden Jahre Einwandernden werden noch vor dem Geburtstag $\frac{i'}{6}$ Jahre verleben.

Die deutsche und die norwegische Sterbetafel verwenden zwei andere wichtige Formeln, die hier zu behandeln sind. Die erstere betrifft die Ausgleichung der Sterbefälle u. dgl., um die Ueberfüllung der runden Altersjahre zu beseitigen. Es seien die Anzahlen der Sterbefälle zwischen dem Alter x_0 bis $x_0 + 3$ gleich a, zwischen $x_0 + 3$ bis $x_0 + 6$ gleich b und zwischen $x_0 + 6$ und $x_0 + 9$ gleich c. Man wünscht die beobachteten Zahlen zwischen $x_0 + 3$ und $x_0 + 6$ mit Hülfe dieser drei Zahlen auszugleichen.

Setzt man nun die Summe der Sterbefälle vom Alter x_0 bis $x_0 + t$ gleich f_t, dann hat man

$$f_0 = 0, \quad f_3 = a, \quad f_6 = a + b, \quad f_9 = a + b + c.$$

Nach der Newton'schen Formel findet man f_4 und f_5; die Differenzen

$$f_4 - a, \qquad f_5 - f_4 \qquad \text{und} \qquad f_6 - f_5 = a + b - f_5$$

geben uns dann die gefragten Zahlen, hier:

$$\frac{26b + 5a - 4c}{81} \quad \text{bezw.} \quad \frac{29b - (a + c)}{81} \quad \text{und} \quad \frac{26b - 4a + 5c}{81} \quad (20)$$

Diese Formeln, die wenigstens vorläufig und teilweise die Zahlen ausgleichen werden, stehen nun mit einer anderen in enger Beziehung. Es seien a, b und c die Anzahlen der in einer Zeitstrecke Verstorbenen aus drei konsekutiven Geburtsjahrklassen. Wie viele der b Personen waren vor, wie viele nach der Mitte der Zeitstrecke geboren? Man hat hier nur die Perioden je in zwei, statt in drei Teile zu zerlegen und erhält dann für die erste Hälfte

$$\frac{b}{2} + \frac{a-c}{16}, \text{ für die zweite } \frac{b}{2} - \frac{a-c}{16} \quad . \; . \; . \; . \; . \quad (21)$$

Etwas verwickelter wird die Aufgabe, wenn es sich darum handelt, die Zahl b so in zwei Teilzahlen zu zerlegen, dass die eine die vor dem Geburtstag, die zweite die nach dem Geburtstag eingetroffenen Sterbefälle angiebt. Es sei die Länge einer Zeitstrecke $x_2 - x_1$; in dieser sterben aus den drei Geburtsjahrklassen a bezw. b und c Personen; man hat dann unter Voraussetzung einer gleichmässigen Verteilung der Sterbefälle in jedem Augenblick

$$\frac{a\,dx}{x_2 - x_1}, \qquad \frac{b\,dx}{x_2 - x_1} \quad \text{und} \quad \frac{c\,dx}{x_2 - x_1}.$$

Es sei ferner die Anzahl der Personen unter dieser drei Klassen, welche zwischen dem Anfang der Trienniumsperiode und einem Zeitpunkte x ihren Geburtstag haben, gleich f_x, so dass

$$F_{-1} = 0, \quad f_0 = \frac{a\,dx}{x_2 - x_1}, \quad f_1 = \frac{(a+b)\,dx}{x_2 - x_1}, \quad f_2 = \frac{(a+b+c)\,dx}{x_2 - x_1}.$$

Im zweiten Jahre haben also vor dem Zeitpunkte x:

$$f_x - f_0 = f_x - \frac{a\,dx}{x_2 - x_1}$$

ihren Geburtstag u. s. w. Nun giebt Newton's Formel:

$$f_x - \frac{a\,dx}{x_2 - x_1} = \left(x^3\beta + x^2\alpha + x\ (a + \alpha - \beta)\right)\frac{dx}{x_2 - x_1}$$

$$\text{wo } \alpha = \frac{b-a}{2} \text{ und } \beta = \frac{c-2b+a}{6}. \; .$$

Für die ganze Zeitstrecke hat man dann endlich

$$\frac{1}{x_2 - x_1}\int_{x_1}^{x_2}\left(x^3\beta + x^2\alpha + x\ (a + \alpha - \beta)\right)dx.$$

Wenn $x_1 = 0$, $x_2 = 1$, d. h. wenn man die Betrachtung auf das ganze Jahr erstreckt, ergiebt sich als Wert des Integrals

$$\frac{\beta}{4} + \frac{\alpha}{3} + \frac{a+\alpha-\beta}{2} = \frac{b}{2} + \frac{a-c}{24} \quad . \; . \; . \; . \quad (22)$$

Um aber auf die periodische Verteilung der Sterbefälle Rücksicht zu nehmen, würde für kürzere Intervalle (z. B. Monate) die beschriebene Integration durchzuführen sein. Die erwähnten Tafeln benutzen übrigens nicht diese Formel, sondern die obige:

$$\frac{b}{2} + \frac{a-c}{16},$$

und die bezügliche Interpolation ist deshalb weniger volkommen.

10. Wir verfügen nun über die notwendigen Voraussetzungen, um uns in die Methoden der Sterbetafelberechnung vertiefen zu können.

Denken wir uns, dass die Volkszählung am Ende des Jahres vorgenommen worden ist, und dass für eine gewisse Geburtsjahrklasse die Zahl der Lebenden bei der Volkszählung a, die der Verstorbenen nach dem Geburtstag im Volkszählungsjahre d, im folgenden Jahre vor dem Geburtstag d′ sei. Falls nun keine Aus- oder Einwanderung stattfindet, haben $a + d$ Personen im Volkszählungsjahre ihren Geburtstag erlebt, und es sind $d + d'$ unter ihnen gestorben; die empirische Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben, ist also für die betreffende Altersklasse

$$\frac{d + d'}{a + d}.$$

Wo die Volkszählung nicht am Schluss des Jahres vorgenommen wird, sondern wie z. B. in Deutschland Anfang Dezember, sei d_1 die Zahl der Personen, welche vor der Volkszählung, aber nach dem Geburtstag starben, d_2 bezw. d_3 die Zahlen derjenigen, die nach der Volkszählung im Zählungsjahr vor bezw. nach dem Geburtstag starben. Man hat dann, falls keine Wanderungen stattfinden, als die Anzahl der Personen, welche ihren Geburtstag erlebten: $a + d_1 - d_2$ und die Sterbenswahrscheinlichkeit

$$\frac{d_1 + d_3 + d'}{a + d_1 - d_2}.$$

Hier begegnen wir dem Zeuner'schen Verfahren. Beispielsweise führe ich an, dass im Königreich Sachsen am 1. Dezember 1880 23 776 männliche im Jahre 1850 geborene Personen gezählt wurden. Unter diesen starb einer unter 30 Jahre alt vor dem 31. Dezember; dagegen wurden vor der Volkszählung im Jahre 1880 78 Todesfälle 30jähriger im Jahre 1850 geborener Personen verzeichnet, die also den 30jährigen Geburtstag erlebt haben, ohne gezählt zu werden. Man darf also — falls von Ein- und Auswanderung abgesehen werden kann — behaupten, dass 23 776 + 78 — 1 aus der Generation 1850 im Jahre 1880 ihren Geburtstag erlebt haben. Von diesen 23 853 Personen starben 30 Jahre alt im Laufe des Jahres 1880 vor dem 1. Dezember 78, nach diesem Tage 16, und 1881: 107, im ganzen 201, und die empirische Wahrscheinlichkeit zu sterben wird sich somit auf

$$\frac{201}{23\,853} = 0.00843$$

stellen.

Zeuner verwertet nun ähnlich die Volkszählungen von 1885 und 1890 und berechnet schliesslich eine Tafel für die drei Perioden 1880—81, 1885—86 und 1890—91 zusammen, also sozusagen auf Grundlage dreijähriger Sterblichkeitsbeobachtungen.

Gesetzt nun, man wünscht die Ein- und Auswanderung zu berücksichtigen, und gesetzt ferner, dass entsprechend den d_1, d_2 u. s. w. Verstorbenen i_1, i_2 und i_3 Personen im Jahre 1880 und i' im Jahre 1881 durch Mehreinwanderung hinzukamen. Falls die Volkszählung auf den Schluss des Jahres fällt, hat man einfach $i_2 = i_3 = 0$ zu setzen. Den im Jahre 1880 vor ihrem Geburtstag Eingewanderten ist schon Rechnung getragen, indem bei ihnen ein volles Jahr 1880—81 zwischen zwei Geburtstagen liegt und dieselben in der Volkszählung mit einer der erlebten Zeit entsprechenden Zahl aufgenommen sind. Die Zahl der nach ihrem Geburtstag im Jahre 1880 Eingewanderten ist nach den oben ge-

machten Voraussetzungen $i_1 = \frac{i}{2}$; dieselben haben im ganzen $\frac{i}{3}$ Jahre bis zum nächsten Geburtstag im Jahre 1881 zu verleben. Die i' Einwanderer vom Jahre 1881 werden vor dem Geburtstag $\frac{i'}{6}$ Jahre durchleben. Um die ganze Einwanderung in Rechnung zu ziehen, muss man im Nenner $\frac{i'}{6}$ hinzufügen, aber auf der anderen Seite hat man $i_1 = \frac{i}{2}$ Einwanderer mitgerechnet, die im Gebiete nur $\frac{i}{3}$ Jahre lebten; es sind also $\frac{i}{6}$ Jahre abzuziehen, und der richtige Wert der Sterbenswahrscheinlichkeit stellt sich auf

$$\frac{d_1 + d'}{a + d_1 + \frac{i' - i}{6}} \quad \dots\dots\dots\dots \quad (23)$$

Falls man nun annehmen darf, dass die Einwanderung derselben Geburtsjahrklasse 1880 und 1881 ungefähr dieselbe ist, darf man ruhig die Formel

$$\frac{d_1 + d'}{a - d_1 + \frac{i' - i}{6}} \quad \text{durch} \quad \frac{d_1 + d'}{a + d_1}$$

ersetzen; wo dies nicht der Fall ist, wird bei Benutzung der abgekürzten Formel ein systematischer, wenn auch meistens unbedeutender Fehler entstehen. Dieser Fehler wird grösser werden, wenn die Volkszählung nicht, wie im vorigen angenommen, am Ende des Jahres eintritt. Man hat dann für die i' wiederum einen Fehler gleich $\frac{i'}{6}$. Für die vor der Zählung nach dem Geburtstag Zugewanderten hat man

$$i_1 = i\,\frac{x_1^2}{2}$$

und die erlebte Zeit bis zum nächsten Geburtstag ist

$$i\left(\frac{x_1^2}{2} - \frac{x_1^3}{6}\right) \text{ (vergl. 18),}$$

so dass der Verlust gleich

$$\frac{i\,x_1^3}{6}$$

Die nach der Zählung und nach dem Geburtstag 1880 Hinzugekommenen müssen mit

$$i\left(\frac{1}{3} - \frac{x_1^2}{2} + \frac{x_1^3}{6}\right) \text{ (vergl. 19),}$$

angesetzt werden. Endlich werden auch die nach der Zählung vor dem Geburtstag 1880 hinzugekommenen Personen eine durchlebte Zeit ergeben:

$$\frac{i}{2}\,(1 - x_1)^2.$$

Im ganzen wird man also

$$\frac{i'}{6} + \frac{5}{6}\,i - i\,x_1 \quad \dots\dots\dots\dots \quad (25)$$

hinzuzufügen haben. Wenn i und i′ positiv sind, werden die Fehler um so grösser sein, je kleiner x ist, d. h. je früher im Jahre die Volkszählung stattfindet.

In der Praxis werden wohl diese Fehler sehr oft nur eine geringe Bedeutung haben, namentlich wo es sich um ein ganzes Land handelt. Wo man aber die Bevölkerung in Teile zerlegt, um die Sterblichkeit in jedem einzelnen derselben zu untersuchen, wird der Fehler bisweilen bemerkbar werden können, weil die Wanderungen manche Klassen ganz besonders beeinflussen. So wenn man die Sterblichkeit der Ledigen und Verheirateten, der Auszügler und Pensionäre gegenüber den Erwerbsthätigen untersuchen will. Hier würde die Anwendung der Zeuner'schen Methode gewisse Vorsichtsmassregeln erheischen. Dass die „Sachsengängerei" und ähnliche periodische Bevölkerungsbewegungen überhaupt berücksichtigt werden sollten (vergl. p. 135), gilt fast für sämtliche Methoden der Sterblichkeitsmessung.

Der wesentliche Vorteil des Zeuner'schen Verfahrens ist wohl die Unterscheidung nach Geburtsjahrklassen. Wie oben berührt, bezeichnet dieselbe eine Annäherung an die Individualmethode, indem sie die Bevölkerung, sowohl was die Todesfälle als was die Lebenden anbetrifft, in parallele Gruppen trennt. Man beobachtet annäherungsweise eine bestimmte Gruppe — einen Geburtsjahrgang — von einem Geburtstag zum anderen unter Ausscheidung sämtlicher nicht dazu gehörender Todesfälle.

Man wird übrigens auch, ohne Zeuner zu folgen, auf einfacherem Wege in der Regel etwa dieselben Zahlen finden können. Am 1. Dezember 1880 wurden aus der Generation 1850 23 776 Männer gezählt, 5 Jahre später 21 903. Ohne grossen Fehler befürchten zu müssen, wird man durch Interpolation für den 31. Dezember 1880 auf 23 745 schliessen. Indem man nun, wie Zeuner, die Differenz der Einwanderung von 1880 und 1881 (i — i′) ausser Betracht lässt, darf man die Zahl 23 745 annäherungsweise als Ausdruck für die erlebte Zeit zwischen dem 30. und 31. Geburtstag auffassen. Aus der Generation 1850 starben in diesem Alter 201; die Intensität der Sterblichkeit war somit

$$\frac{201}{23\,745} = 0.008465,$$

die Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben, ungefähr

$$\frac{201}{23\,745 + 100{,}5} = 0.00843,$$

welcher Wert auch durch Zeuners Verfahren gefunden wird.

Diese Betrachtung führt uns zu einer zweiten Einwendung gegen die Methode[1]). Zeuner verwertet aus den 10jährigen Beobachtungen nur diejenigen für 1880—81, 1885—86 und 1890—91, so dass nicht das ganze Beocachtungsmaterial ausgenutzt wird. Wie bekannt, schwanken aber die Sterbezahlen bedeutend von Jahr zu Jahr, und wenn man sämtliche 10 Jahre zusammenfasst, werden diese Unebenheiten leichter ausgeglichen, als wenn man nur 3 heraussucht. Es wird aber leicht sein, die oben angeführte Interpolation auf alle 10 Jahre zu erstrecken und die

---

1) Vgl. u. a. Kummer: Die Berechnung von Mortalitätstafeln aus den Ergebnissen der Bevölkerungsstatistik. (Die Bewegung der Bevölkerung in der Schweiz im Jahre 1878.)

so gefundene verlebte Zeit mit den Todesfällen der ganzen Zeitstrecke zu vergleichen.

Ein Vorteil der von Zeuner angewandten Unterscheidung nach Geburtsjahrklassen ist der, dass die Anhäufung um die runden Altersjahre wesentlich vermindert wird. Vollständig wird diese allerdings schwerlich zum Verschwinden gebracht werden können[1]).

11. Die niederländische Sterbetafel fusst wie die Zeuner'sche auf der Unterscheidung nach Geburtsjahrklassen, es wird aber die ganze Zeit zwischen 2 Volkszählungen berücksichtigt, indem die Wanderungsdifferenzen gleichmässig auf die einzelnen Jahre verteilt werden. So waren vom Jahrgang 1862 am 31. Dezember 1879 35948 Männer gezählt worden. Im Jahre 1880 starben vor dem Geburtstag, 17 Jahre alt: 94, und nach dem Geburtstag, 18 Jahre alt: 111, diese 205 Personen sind also 1862 geboren. Am 31. Dezember 1880 sollten somit noch 35743 am Leben sein. Im folgenden Jahre starben aus derselben Generation 222, so dass Ende des Jahres 35521 überleben sollten u. s. w. Ende 1889 sollte man nach dieser Berechnung 33697 erwarten; faktisch wurden aber nur 31621 gezählt. Die Differenz gleich 2076 muss entweder in Ungenauigkeiten oder vielmehr in einer Mehrauswanderung ihre Ursache haben. Verteilt man nun diesen Ausfall gleichmässig auf die Periode, mit $\frac{1}{10}$, also 207,6 für jedes Jahr, so wird man für das erste Jahr eine zu erlebende Zeit gleich $\frac{1}{2} \cdot 207{,}6$ Jahre abzuziehen haben, für das zweite $\frac{3}{2} \cdot 207{,}6$ u. s. w. Für 1880 erhält man somit im ganzen 35844 statt 35948; im folgenden Jahre werden 311 in Abzug gebracht, bleiben also 35432 u. s. w. Wenn nun diese Zahlen in die Anzahlen der Sterbefälle, also 205 bezw. 222 u. s. w. dividiert werden, erhält man die empirische Wahrscheinlichkeit einer Person im Alter 17—18 (durchschnittlich etwa $17\frac{1}{2}$), 18—19 u. s. w., vor einem Jahre zu sterben. Man kann auch die Beobachtungen für 17—18jährige für alle 10 Jahre zusammenfassen, um daraus einen gemeinschaftlichen Sterblichkeitskoëfficienten zu berechnen, oder für jedes Kalenderjahr dieselbe Berechnung anstellen und aus den so entstandenen 10 Koëfficienten einen Durchschnitt berechnen. Aus der Wahrscheinlichkeit einer $17\frac{1}{2}$jährigen, $18\frac{1}{2}$jährigen u. s. w. Person, binnen Jahresfrist zu sterben, kann man weiter durch Interpolation die Wahrscheinlichkeit einer 18jährigen, 19jährigen u. s. w. ermitteln, im Laufe des Jahres zu sterben.

Durch diese Methode ist die Möglichkeit gegeben, auf der einen Seite die ganze Beobachtungsperiode zu verwerten, auf der anderen die erlebte Zeit durch die angeführte Fortschreibung von Jahr zu Jahr möglichst genau zu berechnen, indem die Interpolation sich nur auf die Mehrauswanderung bezieht, also auf einen verhältnismässig geringen Teil des Materials. Als ein Nachteil wird es vielleicht manchem erscheinen, dass eine Interpolation vorgenommen wird, um die Sterbenswahrscheinlichkeit am Geburtstag zu finden, während diese bei Zeuner's Verfahren unmittelbar erscheint; besonders da die gefundene Wahrscheinlichkeit streng genommen nicht die einer $n + \frac{1}{2}$jährigen Person ist, vor Jahresfrist zu sterben, sondern nur die Wahrscheinlichkeit der n bis $n + 1$jährigen, vor Erreichung des $n + 1$ bis $n + 2$jährigen Alters zu sterben.

12. Man kann nun wiederum dieses Verfahren dadurch ändern, dass man thunlichst auf den Wechsel in den Wanderungen Rücksicht

---

1) Vgl. eine Kritik der Methode von L. Goldschmidt in Masius: Rundschau, N. F., 7. Jahrg.

nimmt. Dieses ist sowohl bei Böckh's Berliner Tafeln, wie bei den deutschen und den norwegischen Tafeln geschehen.

Böckh's Methode läuft darauf hinaus, die Zahl der Personen einer bestimmten Geburtsjahrklasse am Ende eines Jahres als Ausgangspunkt zu nehmen, nachher deren Wahrscheinlichkeit, den nächsten Geburtstag zu erreichen, ausfindig zu machen, ferner die Wahrscheinlichkeit, den folgenden Neujahrstag zu erleben u. s. w., also gewissermassen in einer Zickzacklinie vorzugehn. Durch Fortschreibung mit Verwendung der monatlichen Beobachtungen über Zuzüge (und Abzüge) wird die Volkszahl für spätere Zeitpunkte gefunden und die durch Vergleichung mit den Volkszählungsergebnissen vorgefundene positive oder negative Differenz den Zuzügen oder Abzügen pro rata zugeschlagen (vgl. z. B. Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin für 1896 (Berlin 1898) p. 75).

Wie nun übrigens die Wanderungen bei Berechnung der erlebten Zeit berücksichtigt werden können, wurde schon oben entwickelt. Ein Einwanderer im ersten Kalendermonat wird bis zum nächsten Geburtstag durchschnittlich $\frac{1}{2} \cdot \frac{397}{432}$ Jahre leben, falls sein Todesfall nicht früher eintritt, für den nächsten Monat hat man mit $\frac{1}{2} \cdot \frac{331}{432}$ zu rechnen u. s. w. und für die Zeit vom Geburtstag bis Neujahrstag hat man eine ähnliche Reihe, indem man, wie oben erwähnt, von der Volkszahl am Schluss des Jahres rückwärts geht. Da man hier mit monatlichen Nachweisen über Wanderungen zu thun hat, wird es wenig bedenklich erscheinen, die Wanderungen im übrigen gleichmässig zu verteilen. Dagegen wird man leichter im Zweifel sein können, ob es berechtigt ist, die nicht registrierte Mehreinwanderung pro rata der Zuzüge zu verteilen; doch ist diese Methode mindestens ebenso berechtigt, wie die, die Mehrauswanderung gleichmässig auf die ganze Beobachtungsperiode zwischen zwei Zählungen zu verteilen.

Bei der Ausarbeitung der deutschen Reichstafel mussten insofern viele Schwierigkeiten überwunden werden, als das Beobachtungsmaterial der Einzelstaaten nicht homogen war und deshalb vielerlei Ausgleichungen und Interpolationen notwendig waren. Ein paar Staaten hatten mehrjährige Altersklassen für die Verstorbenen, andere hatten nach Altersjahr, nicht nach Geburtsjahr oder nur nach Geburtsjahr unterschieden. Auch war eine Ueberfüllung der runden Altersjahre vielfach bemerkbar. Z. Th. korrigierte man die Beobachtungen nach vollständigen gleichzeitigen Nachweisen aus benachbarten Staaten oder Landesteilen oder nach späteren Nachweisen aus demselben Staat, also mittelst einer Interpolationsmethode nach Art der oben beschriebenen (p. 144). Bei der Ausgleichung wurden die oben bewiesenen Formeln für eine 9jährige Altersstrecke in Anwendung gebracht. Weniger unbedenklich war die Anwendung der Formel (21)

$$\frac{b}{2} + \frac{a-c}{16} \text{ statt (22) } \frac{b}{2} + \frac{a-c}{24},$$

um die auf drei konsekutive Altersjahre bezüglichen Zahlen in Geburtsjahrklassen zu zerlegen, wenngleich die Wirkung dieser Wahl der Teilungsformel auf die Endergebnisse wahrscheinlich recht klein ist, da die Gesamtsterblichkeit des Jahres doch unverändert gleich b bleibt. Wie man die periodische Verteilung der Todesfälle verwerten kann, wurde oben

nachgewiesen. Die norwegische Tafel hat zu diesem Zwecke das Kalenderjahr in zwei Hälften geteilt.

Um nun die Volkszahlen zu finden, hat die deutsche Tafel erst eine Fortschreibung vom 1. Dezember bis 31. Dezember durch Abzug der Verstorbenen und Hinzufügung der Geborenen des Monats Dezember vorgenommen. Die Nichtberücksichtigung der Ausgewanderten ist wahrscheinlich hierbei ganz ohne Belang. Die norwegische Tafel bedarf keiner Berechnung dieser Art, da die Zählung eben auf den Neujahrstag trifft. Nachher wird eine Berechnung der Volkszahl von Jahr zu Jahr versucht, für Deutschland unter Berücksichtigung der Nachweise über die überseeische Auswanderung (beispielsweise 1875 ca. 29000, 1880 ca. 102000, also sehr schwankend), welche mehreren Interpolationen unterworfen werden. Der nicht kontrollierbare Auswanderungsüberschuss wurde gleichmässig auf die einzelnen Jahre zwischen den Volkszählungen der Periode verteilt. Für Norwegen waren die Wanderungsnachweise etwas vollständiger. So hatte man Auskünfte über die überseeische Auswanderung, die Ein- und Auswanderung nach Schweden, über Desertierte, über im Auslande gestorbene oder heimgekehrte Seeleute. Für die Frauen blieb dennoch ein nicht unbedeutender unkontrollierbarer Einwanderungsüberschuss bestehen; bei der letzten norwegischen Tafel betrug dieser Ueberschuss 3518 Personen, die gleichmässig auf die Einzeljahre verteilt wurden.

Die deutsche Sterbetafel berücksichtigt nun die Ein- und Auswanderung, indem sie — dem oben p. 166 f. Entwickelten gemäss — zur Volkszahl am Schluss des Jahres die nach dem Geburtstag in demselben Jahre verstorbenen Personen der betreffenden Geburtsjahrklasse und $\frac{1}{2}$ der Einwanderungsdifferenz vor dem Geburtstag im folgenden Jahr und nach dem Geburtstag im Vorjahre hinzufügt.

Die norwegische Tafel begnügt sich nicht mit der Voraussetzung der Gleichmässigkeit, welche der Berechnung der deutschen Tafel zu Grunde liegt, sondern benutzt, wie die Berliner Tafel, Uebersichten über die monatliche Verteilung der Auswanderung, um die von den Auswanderern verlebten Jahre zu berechnen.

13. In betreff der ersten Kinderjahre wird es nun notwendig sein, einige spezielle Bemerkungen zu machen. In der Regel hat man es hier ganz aufgegeben, das Volkszählungsmaterial zu verwenden, und benutzt nur die Geburten und Sterbefälle als Grundlage, und zwar verfährt man dann meist so, dass man die Verstorbenen nicht nach Geburtsjahrklassen und Alter, sondern nur nach Altersklassen sondert. Man weiss also z. B., wie viele Kinder im Jahre 1898 unter einem Jahre gestorben sind, ohne Unterseidung nach dem Geburtsjahr, welches sowohl 1897 wie 1898 sein kann. Oft wird man dann ein ganz rohes Verfahren benutzen, indem man die Zahl der unter einem Jahre im Jahre 1898 Verstorbenen mit der Geburtenzahl desselben Jahres vergleicht, die Zahl der im Alter 1—2 Jahr Verstorbenen mit der Geburtenzahl des vorhergehenden Jahres u. s. w., ja bisweilen hat man ohne weiteres die Geburtenzahl von 1898 für alle Altersjahre benutzt. Ohne störenden Einfluss wird offenbar ein solches rohes Verfahren nicht sein, weil die Geburtenzahl immerhin gewissen Schwankungen unterliegt und in wachsender Bevölkerung zumal eine Tendenz hat, zuzunehmen. In der statistischen Litteratur begegnet man oft der Behauptung, der erwähnte Fehler werde grösstenteils verschwinden, wenn man eine längere Beobachtungsperiode benutze, z. B. die Sterbefälle und Geburten einer 10jährigen Periode vergleiche. Dies ist

auch teilweise richtig; denn alle mehr zufälligen Schwankungen werden häufig in einer längeren Periode ausgeglichen werden. Aber der systematische Fehler wegen der Zunahme der Bevölkerung und der daraus erwachsenden Tendenz einer Zunahme der Geburten wird unverändert bleiben. Es sei z. B. die relative Geburtshäufigkeit konstant, während die Volkszahl wie ein Kapital auf Zins und Zinzeszins wachse. Man kann dann die Geburtenzahl im Augenblick dx gleich $ka^x dx$ setzen, wo k und a Konstante sind, und die Geburtenzahl in der Periode 0 bis n ist folglich

$$\int_0^n ka^x dx = \frac{k}{\log. a} (a^n - 1),$$

die Geburtenzahl in der Periode 1 bis $n+1$ dagegen:

$$\int_1^{n+1} ka^x \, dx = \frac{k}{\log. a} (a^n - 1) a.$$

Die beiden Zahlen verhalten sich also wie 1 : a unabhängig von der Länge der Periode; der systematische Fehler ist folglich verhältnismässig ebensogross in einer langen Beobachtungsperiode wie in einer kurzen.

Es würde freilich ungereimt sein, wollte man behaupten, dass dieser Fehler grosse Bedeutung habe, allein er wird doch immerhin nicht auser acht zu lassen sein, selbst venn man nur mit wenigen Decimalen rechnet, eben weil die Kindersterblichkeit so gross ist. Wenn man z. B., durch die mangelhafte Methode, für die Kindersterblichkeit einen Ausdruck 0,213 gefunden hätte und der Fehler, den man begangen hätte, $\frac{1}{2}$ % wäre, so würde also die Zahl in 0,214 verändert werden müssen und man könnte sich nur auf die beiden ersten Decimalstellen verlassen. Wenn demnach die Form des Materials keine korrekte Behandlung erlaubt, dann kann man an Rechenarbeit sparen, wenn man nur so viele Decimalstellen berücksichtigt, als, mit einiger Sicherheit zu schliessen, durch den erwähnten Fehler nicht beeinflusst werden.

In vielen Fällen bedient man sich einer Annäherungsmethode, indem man, um die Sterblichkeit im ersten Lebensjahre zu untersuchen, die Durchschnittszahl der Geburten des betreffenden Kalenderjahres und des vorhergehenden Jahres als Divisor benutzt; für das zweite Lebensjahr nimmt man den Durchschnitt der Geburten des zweiten und ersten Jahres vor dem Beobachtungsjahr u. s. w., indem man immer für jedes höhere Alterjahr, dessen Sterblichkeit untersucht werden soll, ein Jahr weiter zurückgreift. Um die Berechtigung dieses Verfahres zu prüfen, kann man folgende Betrachtung anstellen: Es sei die Zahl der im Zeitpunkte t bis $t + dt$ Geborenen gleich $f_t \, dt$, die Anzahl der Ueberlebenden im Alter x gleich l_x und die Intensität der Sterblichkeit gleich μ_x. In dem Augenblicke $t - x$ bis $t - x + dt$ wird also eine Anzahl Kinder gleich $f_{t-x} dt$ geboren werden. Von diesen werden in dem Augenblicke nach Ablauf einer Zeit t noch $l_x f_{t-x} \, dt$ vorhanden sein, die sich alle im Alter x befinden. Im nächsten Augenblicke von einer Dauer dx sterben von diesen

$$\mu_x \, l_x \, f_{t-x} \, dt \cdot dx,$$

und im Laufe der Beobachtungsperiode $t_2 - t_1$ wird die Anzahl der Verstorbenen im Alter x

$$\int_{t_1}^{t_2} \mu_x l_x f_{t-x} \, dt \, dx = \mu_x l_x \int_{t_1}^{t_2} f_{t-x} \, dt \, dx$$

ausmachen, und im Alter x_1 bis x_2:

$$\int_{x_1}^{x_2} \mu_x l_x \int_{t_1}^{t_2} f_{t-x} \, dt \, dx = -\int_{x_1}^{x_2} \int_{t_1}^{t_2} f_{t-x} \, dt \, dl_x.$$

Wenn nun das Intervall $x_2 - x_1$ hinlänglich klein ist, darf man statt des veränderlichen Faktors

$$\int_{t_1}^{t_2} f_{t-x} \, dt$$

die konstante Grösse

$$\int_{t_1}^{t_2} f_{t-\frac{x_1+x_2}{2}} \, dt$$

benutzen, d. h. die Geburtenzahl der Periode

$$t_1 - \frac{x_1+x_2}{2} \text{ bis } t_2 - \frac{x_1+x_2}{2},$$

oder wie man sie auch schreiben kann:

$$\int_{t_1 - \frac{x_1+x_2}{2}}^{t_2 - \frac{x_1+x_2}{2}} f_t \, dt \quad \dots\dots\dots \quad (25)$$

Nennt man diese Zahl der Kürze halber F, so hat man die Zahl der Gestorbenen

$$d = -F \int_{x_1}^{x_2} dl_x = F \cdot (l_{x_1} - l_{x_2}), \text{ und}$$

folglich

$$l_{x_1} - l_{x_2} = \frac{d}{F}.$$

Man soll also nach dieser Formel die beobachtete Anzahl von Sterbefällen der Periode durch die Geborenen in einer Periode derselben Länge dividieren, welche um eine Zeit gleich der Durchschnittszahl des Alters x_1 und x_2 zurückliegt. Ist z. B. $x_1 = 1$ und $x_2 = 2$, so soll man $1\frac{1}{2}$ Jahre zurückgehn u. s. w. Wenn man also die Sterblichkeit der 1—2jährigen in der Periode 1880—89 untersuchen will, so beobachtet man die Geburten vom 1. Juli 1878 bis 30. Juni 1888. Die Sterblichkeit im ersten Lebensjahre ergiebt sich, indem man die Geburtenzahl 1. Juli 1879 bis 30. Juni 1889 als Divisor benutzt u. s. w. Dieser Divisor kann wiederum annäherungsweise als Durchschnitt der Geburtenzahl 1879—88 und 1880 bis 1889 gewonnen werden.

Nun ist die Funktion

$$\int_{t_1}^{t_2} f_{t-x}\, dt$$

in so kurzen Intervallen wie hier sehr langsam in ihrer Bewegung, deshalb darf man ohne grösseren Fehler dieselbe im Intervall x_1 bis x_2 als linear auffassen, z. B. gleich $a + bx$.

Die Zahl der Verstorbenen ist folglich

$$-\int_{x_1}^{x_2} dl_x\ (a + bx).$$

Durch teilweise Integration lässt sich diese Grösse in die folgende umschreiben:

$$(a + bx_1)\, l_{x_1} - (a + bx_2)\, l_{x_2} + b \int_{x_1}^{x_2} l_x\, dx.$$

Wo $x_2 - x_1$ hinlänglich klein ist, darf man

$$\int_{x_1}^{x_2} l_x\, dx \text{ approximativ gleich } \frac{l_{x_1} + l_{x_2}}{2}(x_2 - x_1)$$

setzen, und man hat dann schliesslich

$$\left(a + b\frac{x_1 + x_2}{2}\right)(l_{x_1} - l_{x_2}).$$

Ganz denselben Wert erhält man aber aus der obigen Annäherungsformel. Dieselbe ist also berechtigt, wenn man die verlebte Zeit in der erwähnten Weise ausdrücken darf. Ist

$$b = \frac{-a}{100},$$

was wohl in der Regel nicht übertrieben sein würde, und nimmt man für das erste Lebensjahr ($x_1 = 0$, $x_2 = 1$) einen Fehler bei der summarischen Berechnung der verlebten Zeit gleich $\frac{1}{20}$ (vgl. oben p. 154) an, dann ist die Verhältniszahl der Sterbefälle und Geburten nicht $1 - l_1$, sondern

$$1 - l_1 - \frac{l_{\frac{1}{2}}}{2000}.$$

Ist z. B. $l_1 = 0.75$, also der Sterblichkeitskoëfficient 0.25, und $l_{\frac{1}{2}} = 0.82$, so ist der Fehler etwa 0.0004; dividierte man nur mit der Zahl der gleichzeitig Geborenen, dann würde man einen Divisor erhalten, welcher etwa um $\frac{1}{2}$ Proz. zu gross wäre, d. h. im vorliegenden Beispiele einen Fehler = 0.00125, d. h. mehrmals so gross als hier. Doch empfiehlt es sich, kleinere Intervalle im ersten Lebensjahre zu benutzen, um den immerhin nicht unbeträchtlichen Fehler zu vermindern. Wie oben p. 154 nachgewiesen, wird man schon mit dreimonatlichen Intervallen recht gute Ergebnisse erzielen können.

Im besten Falle wird nun diese Methode nur eine Annäherung liefern können. Beobachtungen über Geburtsjahrklassen sind daher hier vorzuziehen, wenn man eine grössere Zuverlässigkeit erzielen will. Man hat dann z. B. einfach, indem die in einem Kalenderjahre unter einem Jahre Verstorbenen in zwei Gruppen d und δ zerlegt werden, wo d die im Vorjahre, δ die im laufenden Jahre geborenen bezeichnen, und indem

man die Zahl der Geburten im Vorjahre gleich f setzt und die beiden Klassen der Sterbefälle gleich d′ und δ′, einen Sterblichkeitskoëfficienten gleich

$$\frac{d + \delta'}{f};$$

und ganz ähnlich wird man mit der Sterblichkeit in den folgenden Lebensjahren verfahren können.

Denkt man sich nun die Geburtshäufigkeit in irgend einer kleineren Zeitstrecke konstant und fragt, wie viele Kinder am Ende dieser Zeitstrecke noch am Leben sein werden, dann wird die gefundene Zahl zugleich die Zeit angeben, welche dieselbe Anzahl gleichzeitig Geborener in einer Zeitstrecke von gleicher Länge von der Geburt an (diese Zeitstrecke als Einheit genommen) zusammen verleben werden. Es sei die Anzahl der Geborenen in einem Zeitelement f dx; von diesen werden nach Ablauf einer Zeit x noch $f\,l_x dx$ am Leben sein, und man hat dann im ganzen

$$\int_0^x f\,l_x\,dx$$

als die Anzahl der Ueberlebenden. Dieselbe Zeit werden aber offenbar f gleichzeitig geborene Personen verleben. Nach Berliner Erfahrungen [1]) starben unter 96 344 ehelich lebendgeborenen Kindern 3475 im Geburtsmonat. Es überlebten diesen folglich 92 869, und 96 344 gleichzeitig geborene hatten somit 92 869 Monate im ersten Lebensmonat verlebt. Von diesen starben wiederum im ersten Lebensmonat, aber im zweiten Kalendermonat nach der Geburt 1734, so dass im ganzen 5209 vom Tode hinweggerafft wurden und 91 135 ihren erstmonatlichen Geburtstag erlebten.

14. Die voranstehenden Entwickelungen fussten auf der Voraussetzung, dass man von den Wanderungen ganz absehen darf. Wo dies nun nicht der Fall ist, kann man die Wanderungen ganz wie oben berücksichtigen. Es ist Böckh's Verdienst, dies für die Legitimationen der unehelichen Kinder, bezw. für die Zu- und Abwanderung derselben durchgeführt zu haben. Nach einer Reihe von Interpolationen kam er z. B. zu dem Ergebnisse, dass zu den in Berlin 1885 lebendgeborenen ehelichen Kinder noch 60 im Geburtsmonat hinzutraten. Von diesen sind $\frac{1}{3}$, also 20 in Anrechnung zu bringen (vgl. Formel 16) und die Zahl, aus welcher die Sterblichkeit vor Ablauf des ersten Kalendermonats zu berechnen war, musste folglich von 39 132 auf 39 152 erhöht werden.

Die Frage, wie man nun die Beobachtungen über Geburten, Todesfälle, Volkszahl und Wanderungen verwerten soll, hat man verschieden beantwortet. In den Niederlanden, wo die Wanderungen in den ersten Kindesjahren eine recht kleine Rolle zu spielen scheinen, hat man für die ersten fünf Jahre die Sterblichkeit nur aus den Geburten und Sterbelisten abgeleitet, ohne die Wanderungen zu berücksichtigen (vgl. Sterftetafels 1897, Tabelle V). In Deutschland waren die Volkszählungsergebnisse für das erste Lebensjahr weniger befriedigend ausgefallen; so hat man berechnet, dass bei der Volkszählung von 1880 60—70 000 Kinder im Alter von unter zwei Jahren ($2\frac{1}{2}$ % der Kinder) ungezählt geblieben sind. Hier war es also geboten, die Geburtenlisten den Volkszählungslisten vorzuziehen. Doch wurden die auf die einzelnen

1) Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin 1888, Bd. XIII, p. 50.

Altersjahre durch Interpolationen verteilten Wanderungsverluste und -Gewinne mit in Betracht gezogen. Für Norwegen waren die Volkszählungsergebnisse ganz gut, nur schienen einige Fehler in den Altersangaben sich geltend zu machen, wenn man aber die vorgefundene Zahl der unter 10 jährigen nach den Ergebnissen der Sterbe- und Geburtslisten mit Rücksicht auf die Altersverteilung korrigierte, wurden augenscheinlich recht gute Ergebnisse erzielt, und es war somit ein einheitliches Material für sämtliche Altersjahre, die Kinderjahre eingeschlossen, geschaffen. Uebrigens wurden auch für die ersten beiden Jahre detailliertere Untersuchungen angestellt, wesentlich auf Grundlage der Geburten- und Sterbelisten. Zeuner macht bei seiner Sterblichkeitsuntersuchung nur für das erste Lebensjahr eine Ausnahme (vgl. Neue Sterblichkeitstafeln, p. 24), bei welchem er ausschliesslich Geburten und Sterbefälle benutzt. Böckh fusst für die Kinderjahre ebenfalls auf den Geburten, aber mit Bezugnahme auf die direkt beobachteten Wanderungen und die aus Vergleich mit den Volkszählungsergebnissen gefundenen Korrekturen der Wanderungszahlen.

Der Gedanke, welcher in einer Reihe solcher Untersuchungen seinen Ausdruck findet, ist der, dass man thunlichst alle Auskünfte verwerten soll, nicht nur die über Geburten und Sterbefälle, sondern auch über Bevölkerung und Wanderungen. Dieser Gedanke verdient allgemeine Zustimmung. Man sollte keine vorliegende Beobachtung ganz ausser Betracht lassen, sondern sie entweder mittelbar als Kontrolmittel oder unmittelbar als Grundlage der Berechnungen ausnutzen. Man hat ausserdem hier den Vorteil, nach Geburtsjahrklassen scheiden zu können. Es entsteht nun aber ganz naturgemäss die Frage, ob man auch die Volkszählungsergebnisse verwerten kann, wo eine Trennung nach Geburtsjahrklassen unmöglich ist. Die dänische Statistik soll als Beispiel benutzt werden, indem wir auf Grundlage der Volkszählungen vom 1. Februar 1880 und 1. Februar 1890 und der Sterbefälle 1880—89 eine Berechnung der Kindersterblichkeit versuchen (vgl. oben p. 20—21).

Falls nun die verlebte Zeit im zarten Kindesalter genau berechnet werden könnte, falls ferner die Altersangaben in diesem Alter richtig wären, falls endlich die Alterseinteilungen ausreichend wären, würde es ein leichtes sein, die gewöhnliche Methode der Sterbetafelberechnung auf die Kinderjahre zu erstrecken. Leider sind diese drei Bedingungen nicht erfüllt. Die fehlerhaften Altersangaben wurden schon besprochen (p. 130). Selbst wenn man annehmen will, dass die Fehler in der Angabe des Alters unter fünf Jahren sich einigermassen aufheben, wird der Einfluss derselben doch recht merklich sein, weil die Intensität der Sterblichkeit während der ersten Kindesjahre stark variiert. Ein Beispiel wird uns leicht über die Richtung und teilweise über die Grösse derartiger Fehler unterrichten. Es sei in zwei konsekutiven Altersklassen die aus der richtigen Volkszahl berechnete verlebte Zeit f_1 und f_2, während irrigerweise $f_1 - k$ und $f_2 + k$ gefunden sein möge; k wird in der Regel eine positive Grösse sein. Es sterben in denselben Altersklassen d_1 und d_2; als Wahrscheinlichkeit, die beiden Altersklassen zu überleben, wird man dann, falls die Gleichung (7) angewendet werden darf, nicht

$$e^{-\left(\frac{d_1}{f_1}+\frac{d_2}{f_2}\right)}$$

finden, sondern

$$e^{-\left(\frac{d_1}{f_1 - k} + \frac{d_2}{f_2 + k}\right)},$$

eine Grösse, für welche annäherungsweise

$$e^{-\left(\frac{d_1}{f_1} + \frac{d_2}{f_2}\right) - \left(\frac{d_1}{f_1^2} - \frac{d_2}{f_2^2}\right) k}$$

geschrieben werden kann. In der Regel wird

$$\frac{d_1}{f_1^2} > \frac{d_2}{f_2^2}$$

sein, die Wahrscheinlichkeit zu leben, also zu klein gegriffen. Es sei

$$\frac{d_1}{f_1} = 0{,}05, \; \frac{d_2}{f_2} = 0{,}01 \text{ und } \frac{k}{f_1} = \frac{1}{20};$$

indem man dann annäherungsweise $f_1 = f_2$ setzt, wird der Exponent — 0,062 statt — 0,060, die Sterblichkeit also nicht unbedeutend grösser.

Hierzu kommt, dass die Alterseinteilung nicht weit genug geht, dass man also, um die Intensität der Sterblichkeit zu finden, zu Interpolationen greifen muss. Und selbst wenn man dies thut, wechselt die Volkszahl so bedeutend wegen der schwankenden Geburtenzahl, dass man, ohne auf letztere Rücksicht zu nehmen, kaum aus den Volkszählungen die verlebte Zeit einigermassen genau berechnen könnte. Die Sachlage ist somit nicht ermutigend, und wenn ich trotzdem eine Berechnung wage, so geschieht dies mehr der Vollständigkeit wegen und um die Hermann'sche Methode zu prüfen, als um praktische Vorzüge eines solchen Verfahrens nachzuweisen.

Es gilt vorerst die gezählte Bevölkerung unter einem Jahr auf kleinere Altersklassen zu verteilen und gleichzeitig die Fehler der Volkszählungen inbetreff der Altersangaben thunlichst zu vermindern. Nehmen wir an, dass wir ohne grossen Fehler auf den Volkszählungsergebnissen für 0—5 Jahre, 5—10 Jahre und 10—15 Jahre fussen können. Es wird nun oft nicht angehen, die Newton'sche Interpolationsformel unmittelbar anzuwenden, wegen der rasch absteigenden Bewegung kurz nach der Geburt. Es gilt daher, der früher beschriebenen Methode folgend, eine Hülfsfunktion zu finden, deren Bewegung der thatsächlichen Bewegung bei Kleinkindern entspricht. Zu diesem Zwecke kann man z. B. von der Geburtenzahl aus 1880—89, im ganzen 662 396, successive die Zahlen der während derselben Periode Verstorbenen im Alter 0 - 1 Tag, 1 Tag bis 1 Monat, 1—2, 2—3, 3—6, 6—9, 9—12 Monate, nachher in einjährigen und von fünf Jahren in fünfjährigen Altersstufen abziehn. Man erhält dann eine Tafel, die einer Ueberlebenstafel sehr ähnlich ist, und aus dieser kann man wiederum Zahlen berechnen, die der verlebten Zeit analog sind. Beispielsweise erhält man als während des ersten Tages des Lebens verlebte Zeit zusammen 1806 Jahre, von 1 Tag bis 1 Monat etwa 52 003 u. s. w., für 5—10 Jahre 2 610 980 und zusammen 7 937 528 Lebensjahre. Aus den Volkszählungen erhält man für 0—15 Jahre, indem man den Durchschnitt der Zählungen 1880 und 1890 nimmt, etwa 7 103 754 und im Alter 10—15 2 121 165 Jahre. Die gefragte Hülfsfunktion ψ_x kann nun auf Grund der obigen Zahlen gebildet werden; doch wird es praktisch sein, die Dekremente noch besser den thatsächlichen Verhältnissen im Alter 10—15 anzupassen, ohne zu stark

in die Verteilung für die erste Zeit des Lebens einzugreifen. Das kann z. B. erreicht werden, indem man für 10—15 (d. h. etwa 12½ Jahre) die Zahl um 16,530% reduziert, für 5—10 (d. h. etwa 7½ Jahre) um $\frac{7,5}{12,5} \cdot 16,530 =$ 9,918%, für 4—5 (also 4½ Jahre) um $\frac{4,5}{12,5} \cdot 16,530 = 5,951$% u. s. w.; für die ersten Monate wird diese Reduktion ganz ohne Belang sein. So erhält man schliesslich eine Reihe der Lebenden im Alter von 0—1 Tag, 1 Tag bis 1 Monat u. s. w., und die Verteilung dieser Zahlen per 100 000 giebt uns schliesslich die gefragte Hülfsfunktion. Man hat nun für die entsprechende Verteilung der verlebten Zeit im Alter von 0—x die Gleichung:

$$\varphi_x = \psi_x (1 + x(0,001367 + (x - 5)(-0,0001964 + (x - 10)\,0,00001194))),$$

wo φ_x die gesuchte Altersverteilung, ψ_x die Hülfsfunktion bezeichnet. Aus diesen Zahlen folgt als verlebte Zeit während des ersten Tages 1776 Jahre, des ersten Monats 1776 + 51 502 Jahre u. s. w.

Die Verteilung nach Altersjahren wird demgemäss:

Jahre	Nach der Berechnung Jahre	Nach den Volkszählungen Jahre
0—1	589 611	548 715
1—2	542 869	541 100
2—3	521 060	530 040
3—4	505 858	520 385
4—5	493 285	512 480
Zusammen	2 652 683	2 652 720

Wie dies auch zu erwarten war, sind hiernach die Zahlen nach der Volkszählung für das erste Lebensjahr zu niedrig gegriffen.

Nun bedürfen die gefundenen Zahlen zweierlei Berichtigungen. Erstens fanden die Volkszählungen am 1. Februar, nicht am 1. Januar statt, und die Zahlen sollten somit um 1 Monat rückwärts interpoliert werden, was sie übrigens nur unbedeutend ändern wird. Zweitens schwanken die Geburtszahlen von Jahr zu Jahr so bedeutend, dass man als verlebte Zeit kaum, wie man dies gewöhnlich thut, die Zahl 5 (a + b), wo a und b die Volkszählungsergebnisse sind, annehmen darf. Die Geburtenzahl von 1880—89 war 662 396, aus den Durchschnittszahlen von 1879—80 und 1889—90 erhält man nur 647 070, also 2,31% weniger. Die während des ersten Tages des Lebens verlebte Zeit sollte somit von 1776 (1 Monat rückwärts interpoliert 1775) auf 1817 erhöht werden. Um ähnliche Faktoren zu berechnen, könnte man für den ersten Monat zum Vergleich mit der erlebten Zeit die Geburtenzahl im Dezember 1879 und 1889 bestimmen (durch Beobachtung oder Interpolation) für den zweiten im November 1879 und 1889 u. s. w.

Aus den so gefundenen korrigierten Werten der verlebten Zeit als Nenner und den Sterbezahlen als Zähler erhält man schliesslich die Werte der Intensität der Sterblichkeit $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \ldots$, wo μ_1 den ersten Tag betrifft, μ_2 1 Tag bis 1 Monat u. s. w. und die Formel (7) giebt dann die Zahl der Ueberlebenden nach 5 Jahren (für $l_0 = 1$)

$$e^{-\left(\frac{\mu_1}{365} + \frac{353\mu_2}{12 \cdot 363} + \frac{\mu_3}{12} + \frac{\mu_4}{12} + \frac{\mu_5}{4} + \frac{\mu_6}{4} + \frac{\mu_7}{4} + \mu_8 + \mu_9 + \mu_{10} + \mu_{11}\right)}$$

Man wird 7993 finden, während die nach der gewöhnlichen Methode berechnete, von der officiellen Statistik angegebene Zahl 8005 ist. Uebrigens würde der Unterschied noch unbedeutender sein, wenn man in der officiellen Statistik die Anzahlen der Geburten nach der oben p. 177 angegebenen Methode rückinterpolieren würde; die Zahl der Ueberlebenden sinkt dann auf 7999, so dass die Differenz ganz bedeutungslos wird. Für das erste Jahr ergiebt die hier beschriebene Berechnung 8642, während die in dem Tabellenwerk benutzte Berechnung auf 8635 führt (mit der erwähnten Korrektion: 8632), ebenfalls eine recht unwesentliche Differenz.

Für den ersten Lebensmonat hat man als Zahl der Ueberlebenden nach der hier beschriebenen Methode 9579, nach der Hermann'schen 9575.

Bei dem gänzlichen Fehlen oder der Seltenheit von Untersuchungen über die Anwendbarkeit der Hermann'schen Methode dürfte dieses Beispiel nicht ohne Interesse sein. Dasselbe deutet darauf hin, dass man recht wohl jene Methode für die ersten 5 Lebensjahre — wie dies auch allgemein gebräuchlich ist — verwenden darf. Das Beispiel zeigt wohl auch, dass es nicht ganz aussichtslos ist, selbst die Volkszählungsergebnisse für Kleinkinder so durch Interpolation nach Alter zu zerlegen, dass Sterblichkeitsuntersuchungen ermöglicht werden. Die Hauptsache bei einer solchen Interpolation ist, wie wir gesehen haben, dass die erste Strecke der Hülfskurve gut bestimmt wird, speziell für den ersten Monat; später kann eine gewisse Freiheit in der Wahl der Kurve Platz greifen. Man kann die Sache auch so ausdrücken, dass die Methode darauf hinauslaufe, die Beobachtungen über Sterbefälle und über die lebende Bevölkerung homogen zu machen; wenn die Sterbefälle an Fehlern der Altersangabe und andern Mängeln leiden, so wird es jedenfalls von Vorteil sein, dieselben Fehler auf die Zahlen der Lebenden zu übertragen. Uebrigens versteht es sich von selbst, dass eine so leicht anwendbare Methode wie die Hermann'sche dem hier benutzten schwerfälligen Formelapparat gegenüber vorzuziehen ist; nur wo die Wanderungen voraussichtlich eine hervorragende Rolle spielen, ohne dass man über entsprechende Beobachtungen verfügt, würde ein Versuch mit der hier beschriebenen Methode zu empfehlen sein; so z. B. wenn es sich um die Sterblichkeit der ehelich geborenen und legitimierten Kinder handelt u. s. w. Wie oben bemerkt, werden jedoch in allen Fällen Beobachtungen vorzuziehen sein, die gleichzeitig nach Alter und Geburtszeit unterscheiden.

15. Es giebt nun ausser der Sterblichkeit noch andere Gegenstände der statistischen Forschung, welche einer mathematischen Behandlung zugänglich sind, so namentlich die Statistik der Erkrankungen und die Unfallhäufigkeit. Es sei die Zahl der x-jährigen Mitglieder einer Krankenkasse im Augenblick t $f_{t,x}$, die zwischen t_1 und t_2 verlebte Zeit also

$$\int_{t_1}^{t_2} f_{t,x}\,dt,$$

und es sei ferner die Anzahl der Krankheitsfälle K_x, die der Krankentage S_x; man hat dann als Krankheitshäufigkeit — entsprechend der Intensität der Sterblichkeit —

$$\frac{K_x}{\int_{t_1}^{t_2} f_{t,x}\,dt}$$

und die relative Anzahl der Krankentage ist:

$$\frac{S_x}{\int_{t_1}^{t_2} f_{t,x}\, dt} \quad \ldots \ldots \ldots \ldots \ldots \ldots \quad (26)$$

Wenn eine genaue Statistik über Eintritte und Ausscheidungen vorliegt, so wird es ein Leichtes sein, die verlebte Zeit beobachtungsweise zu bestimmen. Auch wird es theoretisch keine Schwierigkeit bieten, die Werte K_x und S_x weiter zu zerlegen (z. B. kürzere oder längere Krankkeiten). Die wiederholten Erkrankungen desselben Mitgliedes binnen einer gewissen Zeitfrist statistisch zu beleuchten, wird von geringer praktischer Bedeutung sein, und es wird hier oft die etwas rohe Annäherung genügen, dass man einfach die verlebte Zeit in die Zahl der erstmaligen Krankheiten u. s. w. dividiert, während, streng genommen, auch die verlebte Zeit in zwei Teile zu zerlegen wäre, einen für die noch nicht erkrankten Mitglieder und einen zweiten für die schon mindestens einmal von einer Krankheit ergriffenen etc.

Was endlich die Unfallhäufigkeit und die aus dem Unfalle entstehende Invalidität betrifft, so lassen sich diesbezüglich verschiedene interessante Aufgaben stellen. Man hat hier einen speziellen Fall der Krankheitsstatistik vor sich; der Dauer der Krankheit entspricht hier die Dauer des Heilverfahrens u. s. w. Uns interessiert wohl zunächst die Wahrscheinlichkeit einer Person, binnen einer gewissen Zeit infolge Unfalls dauernd invalid zu werden, und die Lebensaussichten eines invalid gewordenen. Der Einfachheit wegen können wir annehmen, dass während eines Jahres die Intensität der Sterblichkeit und der Unfallhäufigkeit als konstant angesehen werden dürfen.

Es seien nun am Anfang des Altersjahres n L_n Personen vorhanden, die noch von keinem Unfall betroffen wurden. Ferner sei die Intensität der Sterblichkeit eines Nichtinvaliden μ, eines Invaliden μ' und die Intensität der Unfallhäufigkeit u. Man hat also im Alter $n + x$, wo $x < 1$

$$d\,L_{n+x} = -(u + \mu)\,dx$$
$$L_{n+x} = L_n\, e^{-(u+\mu)x}$$
$$L_{n+1} = L_n\, e^{-(u+\mu)}$$

Im Laufe des Jahres sterben ohne vorherigen Unfall:

$$\int_0^1 \mu\, L_{n+x}\, dx = \mu\, L_n \int_0^1 e^{-(u+\mu)x}\, dx = \mu\, \frac{(L_n - L_{n+1})}{u + \mu},$$

und die Wahrscheinlichkeit hierfür ist also:

$$\frac{\mu}{u+\mu}\left(1 - \frac{L_{n+1}}{L_n}\right) \quad \ldots \ldots \ldots \quad (27)$$

Es sei ferner die Anzahl derer, welche im Alter n leben und vorher zu irgend einem Zeitpunkte von einem Unfall betroffen werden, U_n. Man hat

$$\frac{d\,U_{n+x}}{dx} = -U_{n+x}\,\mu' + L_{n+x}\,u = -U_{n+x}\,\mu' + L_n\, e^{-(u+\mu)x}\, u$$

woraus gefunden wird:

$$U_{n+x} = U_n\, e^{-\mu' x} + \frac{n\,L_n}{u + \mu - \mu'}\left(e^{-\mu' x} - e^{-(u+\mu)x}\right) \quad . \quad (28)$$

Die Anzahl der Sterbefälle eines Jahres wird

$$\int_0^1 U_{n+x} \mu' dx$$

sein, eine Grösse, die sich leicht integrieren lässt.

Zieht man hiervon die vorausberechneten Sterbefälle der U_n am Anfang des Jahres vorhandenen Invaliden, also:

$$U_n (1 - e^{-\mu'})$$

ab, so erhält man die Anzahl der Todesfälle unter den neu hinzugekommenen Invaliden. Uebrigens wird die Aufgabe dadurch kompliziert, dass, wie unten nachgewiesen werden soll, die Sterblichkeit der Invaliden von der seit dem Unfall verflossenen Zeit sehr abhängig ist.

Eine Vereinfachung der Formeln entsteht, wenn man

$$e^{-ux} = \frac{\lambda'_{n+x}}{\lambda'_n},\ e^{-\mu x} = \frac{\lambda''_{n+x}}{\lambda''_n} \text{ und } e^{-\mu' x} = \frac{\lambda'''_{n+x}}{\lambda'''_n}$$

setzt.

Man hat dann z. B.

$$\frac{L_{n+1}}{L_n} = \frac{\lambda'_{n+1}}{\lambda'_n} \cdot \frac{\lambda''_{n+1}}{\lambda''_n} \quad \ldots\ldots\ldots \quad (29)$$

Denkt man sich die λ', λ'' als die Ueberlebenden in Sterbetafeln, wo die Intensitäten der Sterblichkeit u und μ sind, so sieht man, dass eine einfache Multiplikation die Werte der L_n ergeben wird, indem man die Anfangswerte L_0 u. s. w. gleich 1 setzt. Dieselbe Bemerkung kann einer verwandten Aufgabe gegenüber gemacht werden. Es seien die Intensitäten der Sterblichkeit für zwei Gruppen von Todesursachen μ' und μ'', die der Gesamtsterblichkeit $\mu' + \mu'' = \mu$, dann wird man wie früher als die Zahl der Ueberlebenden finden:

$$\frac{d L_{n+x}}{d_x} = - L_{n+x} (\mu' + \mu'')$$

$$L_{n+x} = L_n e^{-(\mu' + \mu'') x} = L_n \frac{\lambda'_{n+x}}{\lambda'_n} \frac{\lambda''_{n+x}}{\lambda''_n} \quad \ldots\ldots \quad (30)$$

Diese Gleichung giebt uns ein bequemes Mittel an die Hand, die Bedeutung einer Todesursache oder einer Gruppe von Todesursachen zu beurteilen. Man kann eine solche Ursache als alleinige Quelle der Sterblichkeit betrachten und daraus eine Ueberlebenstafel λ' berechnen, ebenso eine zweite λ'' aus sämtlichen übrigen Todesursachen; daraus findet man die Ueberlebenstafel für sämtliche Todesursachen. Es wird somit leicht sein, den Einfluss einer Todesursache auf die Lebensaussichten zu finden und die Bedeutung einer medizinischen Entdeckung, welche — wie z. B. die Vaccination — die Gefahren dieser Todesursache vermindert, zu würdigen.

Wenn jemand keine Aussichten hat, an einer gewissen Todesursache zu sterben, sonst aber denselben Gefahren ausgesetzt ist wie alle anderen, wird man also leicht eine für ihn geltende Sterbetafel aufstellen können. Dagegen kann man aus den Werten der μ' und μ'' nicht umgekehrt Sterbetafeln für diejenige Gruppe aufstellen, die eine Disposition für eine bestimmte Krankheit hat, selbst wenn man alle bezüglichen Todesfälle dieser Gruppe zuschreiben kann. Man weiss nämlich nicht, wie umfang-

reich diese Gruppe ist und hat kein Mittel, dies ausfindig zu machen, wenn wirkliche Beobachtungen darüber nicht vorliegen. Man kann den Gewinn an Lebensaussichten für enthaltsame Leute berechnen, indem man die Todesfälle an Delirium, Cirrhosis u. s. w. ausscheidet; die Sterblichkeit der Alkoholisten kann man dagegen nicht aus derartigen Beobachtungen ableiten, solange die Anzahl jener Personen unbekannt bleibt.

16. Ich komme nun zu einer Hauptfrage der Statistik, nämlich der Frage, welchen Einfluss die zufälligen Ursachen auf die statistischen Messungen üben. Man berechnet z. B. aus einer Beobachtungsreihe eine Sterblichkeit gleich 2 $^0/_0$, wird aber dieses Resultat bei späteren Untersuchungen wiederkehren? Oder man findet in einem Beruf eine grössere Sterblichkeit als in einem andern, wird diese Differenz rein zufällig oder eine sich gleichbleibende Thatsache sein? Es ist offenbar notwendig, dieser Aufgabe näher zu treten, um die Schlussfolgerungen in der Statistik auf ihren Wert prüfen zu können. Hat man kein Kriterium, um die Wirkung der Zufälligkeiten zu bestimmen, so wird es unmöglich sein, die Ursachen zu isolieren, auf deren Untersuchung es ankommt.

In der Lehre der Wahrscheinlichkeitsrechnung vom mittleren Fehler hat man nun ein einfaches Kriterium dieser Art. Es sei die Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses bei einer Reihe von Beobachtungen gleich p, die Anzahl der betreffenden Beobachtungen n; die voraussichtliche Anzahl der Ereignisse ist dann np. Der mittlere Fehler berechnet sich als

$$\sqrt{n\,p\,(1-p)} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (31)$$

und die Bedeutung dieser Grösse ist die, dass man in etwa 2 Fällen unter 3 erwarten darf, dass die faktische Zahl der Ereignisse kleiner als

$$n\,p + \sqrt{n\,p\,(1-p)}$$

und grösser als

$$n\,p - \sqrt{n\,p\,(1-p)},$$

in etwa 19 Fällen unter 20, dass die Abweichung vom Durchschnitt höchstens

$$2\sqrt{n\,p\,(1-p)}$$

sein wird, in etwa 997 unter 1000 höchstens

$$3\sqrt{n\,p\,(1-p)}$$

und in 99 994 Fällen unter 10 000, höchstens

$$4\sqrt{n\,p\,(1-p)}$$

Eine Abweichung über das Drei- oder Vierfache des mittleren Fehlers wird nach diesem Theorem also äusserst selten sein; es gilt nur zu untersuchen, ob letzteres auch bei Sterblichkeitsmessungen anwendbar ist. Sollte dies der Fall sein, so würde man einen ausgezeichneten Probierstein für die Zuverlässigkeit aller Schlussfolgerungen besitzen. Es sei z. B. die allgemeine Sterblichkeitsintensität 2 $^0/_0$. Eine Bevölkerung von durchschnittlich 10 000 Personen habe in einem Jahre 300 Todesfälle gehabt. Da der mittlere Fehler etwa 14 beträgt, ist diese Abweichung so kolossal, dass man sofort schliessen würde, die Sterblichkeit in dieser Bevölkerung unterliege ganz besonderen die Gesundheit benachteiligenden

Ursachen, und man ist also gewissen abweichenden Verhältnissen auf die Spur gekommen. Anders, wenn die Abweichung nur z. B. 20 war, die beobachtete Zahl 220 u. s. w.

Die untenstehende Tafel wird bei allen praktischen Anwendungen genügen, um die Wahrscheinlichkeit zu finden, dass die Abweichungen von der vorausberechneten Zahl eine gegebene Grenze nicht überschreiten. Es bezeichnet P die betreffende Wahrscheinlichkeit, A die Abweichung, mit dem mittleren Fehler als Einheit gemessen.

A	P	A	P
0,01	0,008	1,0	0,683
0,05	0,040	1,2	0,770
0,1	0,080	1,4	0,838
0,2	0,159	1,5	0,866
0,3	0,236	1,6	0,890
0,4	0,311	1,8	0,928
0,5	0,383	2,0	0,954
0,6	0,451	2,5	0,988
0,7	0,516	3,0	0,9973
0,8	0,576	3,5	0,9995
0,9	0,632	4,0	0,99994

Wie man sieht, ist die Wahrscheinlichkeit P anfangs ungefähr proportional der Abweichung A; später nimmt sie aber langsamer und langsamer zu.

Bevor ich dazu übergehe, die Anwendbarkeit der Formel zu untersuchen, seien einige Bemerkungen über diese selbst eingeschaltet, indem ich übrigens in betreff ihrer Ableitung auf die Lehrbücher der Wahrscheinlichkeitsrechnung verweise[1]).

Ich habe vorhin den mittleren Fehler der absoluten Zahlen angegeben; man wird aber auch leicht den mittleren Fehler der relativen Zahlen finden. Wenn $\sqrt{npq}$ sich auf die vorausberechnete Zahl np der Ereignisse bezieht, wird man den mittleren Fehler der relativen Zahl p finden, indem man $\sqrt{npq}$ mit n dividiert. Man erhält somit

$$\sqrt{\frac{pq}{n}}.$$

Hat man z. B. eine Sterblichkeit gleich 0,0200 und ist die Anzahl der Personen, welche dem Tode ausgesetzt sind, 10 000, der mittlere Fehler folglich 0,0014, dann bedeutet dies, dass in etwa zwei Fällen unter drei die Sterblichkeit sich zwischen 0,0186 und 0,0214 halten wird.

Ferner sieht man, dass der mittlere Fehler der *relativen* Zahl abnimmt, wenn die Anzahl der Beobachtungen zunimmt. Hat man statt 10 000 Beobachtungen deren eine Million, so wird man einen mittleren Fehler gleich 0,00014 finden, und eine Abweichung gleich dem Vierfachen wird sehr selten sein; die Sterblichkeit wird somit kaum höher als 0,0206 oder kleiner als 0,0194 sein; mit 4 Millionen Beobachtungen würde man ähnlich einen Sterblichkeitswert zwischen 0,02 + 0,00028 und 0,02 — 0,00028 erwarten, also 0,01972 bis 0,02028 u. s. w. Man hätte somit die Sterblichkeit auf zwei Decimalstellen genau berechnen können. Hierin liegt die Berechtigung der Benennung der erwähnten Theoreme als Gesetz der *grossen* Zahlen.

---

1) Vgl. u. a. auch meine Grundzüge der Theorie der Statistik 1890.

In vielen Fällen wird die Berechnung des mittleren Fehlers vereinfacht werden können, indem man statt $\sqrt{npq}$ einfach $\sqrt{np}$ schreibt, statt

$$\sqrt{\frac{pq}{n}} \text{ nur } \sqrt{\frac{p}{n}}.$$

Dieses gilt, wo q der Einheit recht nahe kommt, p also recht klein ist. Ist z. B. $p = 0 \cdot 01$, so hat man ungefähr $\sqrt{pq} = 0 \cdot 0995$, $\sqrt{p} = 0 \cdot 1$; bei 10000 Beobachtungen erhält man $\sqrt{npq} = 9{,}95$, $\sqrt{np} = 10$. Ist $p = 0 \cdot 1$, d. h. eine recht bedeutende Sterblichkeit, so wird man mit 1 Mill. Beobachtungen $\sqrt{npq} = 30$ finden, während $\sqrt{np} = 31{,}6$ ist. Nun ist diese Differenz an und für sich gross genug, aber bei der praktischen Anwendung wird sie dennoch oft belanglos sein. Gesetzt, wir haben eine Anzahl Sterbefälle gleich 1000 berechnet, faktisch treten aber 1200 ein. Die Abweichung ist somit in jedem Fall sechs- bis siebenmal dem mittleren Fehler, und der Schluss berechtigt, dass besondere Ursachen hier im Spiel gewesen sind.

Die erwähnte Approximation bezeichnet eine Ueberschätzung des mittleren Fehlers. Die Anforderungen, die man an ein statistisches Material stellt, sind somit ein wenig übertrieben; dies dürfte aber meist ein Vorteil sein, denn man kann dann desto sicherer seine Schlüsse ziehen. Nun ist np die vorausberechnete Zahl der Todesfälle, und man hat also einfach aus ihr die Quadratwurzel zu ziehen.

Freilich ist man im allgemeinen nicht in der Lage, die relative Häufigkeit eines Ereignisses genau zu kennen, man berechnet sie vielmehr aus den Beobachtungen, und es entsteht dann die Frage, ob die oben angeführten Sätze auch für diesen Fall gültig sind. Gesetzt man habe unter 10000 Personen 1000 Sterbefälle gefunden. Wir fragen, wie weit die gefundene relative Zahl 0,1 von der Wahrheit entfernt sein könne. Denken wir uns dann, man habe z. B. normal eine relative Häufigkeit gleich 0,09, also erwartungsmässig 900 Sterbefälle, dann würde der mittlere Fehler $28\frac{1}{2}$ sein; wäre die normale relative Häufigkeit 0,11, die erwartungsmässige Zahl folglich 1100, dann würde der mittlere Fehler 31,3 sein. Selbst wo die thatsächliche Zahl sehr weit von der normalen abliegt, ist der aus der thatsächlichen statt aus der normalen Häufigkeit des Ereignisses berechnete mittlere Fehler somit wenig verändert. Bei kleineren Abweichungen ist der Unterschied noch geringer. Gesetzt die normale Zahl sei 950 bezw. 1050 statt 1000, dann wird der mittlere Fehler 29,3 bezw. 30,7 u. s. w. Man kann demnach ohne grossen Fehler mit der thatsächlich beobachteten Zahl rechnen und daraus einen Wert des mittleren Fehlers ableiten. Ist nun dieser gegenüber die Differenz zwischen der gefundenen Sterblichkeit und der normalen Sterblichkeit einer zweiten Gruppe verhältnismässig klein, dann ist der Schluss berechtigt, dass die beiden Gruppen abweichende Sterblichkeitsgesetze haben.

Allerdings ist die normale Sterblichkeit dieser zweiten Gruppe unbekannt, sie ist nur mit Annäherung bestimmt worden. Gesetzt man habe in den zwei Gruppen eine Wahrscheinlichkeit des Ereignisses gleich p_1 bezw. p_2 und eine Anzahl der Beobachtungen gleich n_1 bezw. n_2. Man wird dann beweisen können, dass die Differenz $p_2 - p_1$ einen mittleren Fehler gleich

$$\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}$$

hat. Die Wahrscheinlichkeit, dass die thatsächlichen relativen Häufigkeiten des Ereignisses eine Differenz haben, die höchstens um

$$\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}$$

grösser oder kleiner ist als berechnet, ist somit 0,683. Nennt man jene beiden mittleren Fehler m_1 bezw. m_2, so ergiebt sich für die Differenz als mittlerer Fehler

$$m = \sqrt{m_1^2 + m_2^2} \quad . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (32)$$

Dieser einfache Satz hat eine ausserordentlich grosse Anwendbarkeit. Denken wir uns, es seien in zwei Gruppen von je 10 000 Menschen als Anzahlen der Sterbefälle 900 bezw. 1100 beobachtet worden. Es fragt sich, ob die gefundenen Zahlen auf eine grössere normale Sterblichkeit in der zweiten Gruppe deuten. Nun ist approximativ der mittlere Fehler der ersten Gruppe

$$\sqrt{\frac{0{,}09 \cdot 0{,}91}{10\,000}}$$

in der zweiten

$$\sqrt{\frac{0{,}11 \cdot 0{,}89}{10\,000}},$$

und m folglich

$$\sqrt{\frac{0{,}1798}{10\,000}} = 0{,}0042$$

Da die beobachtete Differenz 0,0200 ist, also 5mal grösser, darf man unbedenklich schliessen, dass die zweite Gruppe einen ungünstigeren Gesundheitszustand hat, dass die gefundene Differenz nicht eine zufällige ist, die vielleicht im nächsten Jahre vollständig schwinden könnte.

Häufig ist nun die Anzahl der Beobachtungen in der einen Gruppe so gross, dass m_1 gegenüber m_2 verschwindet, und man kann dann m_2 allein berechnen und annäherungsweise als Ausdruck für den mittleren Fehler der fraglichen Differenz auffassen. So wenn man für ein grosses Reich die Sterblichkeit berechnet hat und diese nun mit der Sterblichkeit in einem Kleinstaat vergleicht; es wird dann ausreichend sein, die mittleren Fehler für den letzteren zu berechnen.

Eine Modifikation erhält die Formel

$$m = \sqrt{m_1^2 + m_2^2},$$

wenn man — was häufig geschieht — die Sterblichkeit in einer Gruppe untersucht und nachher diese in zwei oder mehr Teile zerlegt, um die Sterblichkeit in jedem von diesen mit der Sterblichkeit der Hauptgruppe zu vergleichen. Man habe z. B. eine Bevölkerung von 20 000 Menschen, unter welchen im ganzen 2000 sterben. Man zerlege diese Bevölkerung in zwei Klassen von je 10 000 Personen und finde in der einen 900 Sterbefälle, in der zweiten 1100; man kann dann fragen, ob die gefundene relative Sterblichkeit in der ersteren Klasse 0,09 auffallend von der Sterblichkeit der Gesamtbevölkerung 0,10 abweicht. Es sei allgemein, indem wir die obigen Beziehungen verwenden $n_1 p_1 = a_1$, $n_2 p_2 = a_2$ und $(n_1 + n_2)\, p = np = a$. Man hat offenbar

$$p = \frac{a_1 + a_2}{n_1 + n_2} \text{ und } p_1 = \frac{a_1}{n_1}$$

Die Beantwortung der Frage hängt dann ab von dem mittleren Fehler der Differenz

$$\frac{a_1 + a_2}{n_1 + n_2} - \frac{a_1}{n_1} = \frac{n_2 (p_2 - p_1)}{n_1 + n_2}.$$

Die Aufgabe ist also darauf zurückgeführt, den mittleren Fehler der Differenz $p_2 - p_1$ zu finden. Der Wert dieses mittleren Fehlers ist nach dem Obigen

$$\frac{n_2}{n_1 + n_2} \sqrt{m_1^2 + m_2^2} \quad \dots\dots\dots \quad (33)$$

In unserem Falle ist $n_2 = n_1 = 10\,000$

$$\frac{n_2}{n_1 + n_2} \text{ also } \frac{1}{2},$$

und der mittlere Fehler wird

$$\frac{1}{2} \cdot 0{,}0042 = 0{,}0021$$

sein. Da die Abweichung 0,0100 ist, so gilt dasselbe wie oben. Auch hier wird man oft m_1 und n_1 ausser Betracht lassen und einfach mit m_2 rechnen können. Schon wo n_1 ein Zehntel oder Zwanzigstel der Gesamtbevölkerung ist, wird sich häufig diese Annäherung ohne Bedenken verwenden lassen.

17. Wenn ich diese Sätze vorausgestellt habe, so ist dies geschehen, um demjenigen, der mit der Integralrechnung nicht vertraut ist, ein praktisches Mittel an die Hand zu geben, die statistischen Ergebnisse zu prüfen. In der Praxis wird man damit meist recht gut auskommen. Eine nähere Betrachtung dieser Approximativformeln wird aber doch jetzt angebracht sein.

Die Tafel auf Seite 187 giebt die Werte des Integrals an:

$$P_a = \frac{2}{m\sqrt{2\pi}} \int_0^a e^{-\frac{x^2}{2m^2}} dx, \quad \dots\dots\dots \quad (34)$$

wo P_a die Wahrscheinlichkeit ist, dass eine Abweichung vom Normalwerte gleich a nicht erreicht wird, und m der mittlere Fehler.

$$\frac{1}{m\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2m^2}}$$

ist proportional mit der Wahrscheinlichkeit einer Abweichung vom Durchschnitt gleich x. Diese Funktion ist nun symmetrisch; aber ausser dem Falle, dass die relative Häufigkeit des Ereignisses $\frac{1}{2}$ ist, ist die Funktion, welche die Wahrscheinlichkeit der verschiedenen Abweichungen darstellt, thatsächlich asymetrisch. Die oben angegebene Exponentialfunktion ist überhaupt nur eine Annäherung, die streng genommen bloss für unendlich grosse Zahlen gilt. Man wird aber nachweisen können (vgl. Theorie der Statistik p. 67 f.), einerseits, dass die Schiefe der Fehlerkurve für praktische Zwecke meist nicht von grossem Belang ist, andererseits, dass die Exponentialformel selbst für recht kleine Zahlen eine sehr gute Annäherung giebt.

Betrachtet man nun die erwähnte Exponentialfunktion als einen zutreffenden Ausdruck für die Wahrscheinlichkeit der Abweichungen vom Normalwert, so kann man leicht daraus die Wahrscheinlichkeit bei kom-

plizierteren Verhältnissen berechnen. In zwei Gruppen seien die Wahrscheinlichkeiten p_1 und p_2, die mittleren Fehler m_1 und m_2 und die Anzahlen der Beobachtungen n_1 und n_2. Man suche den mittleren Fehler des Ausdrucks

$$k_1 n_1 p_1 + k_2 n_2 p_2,$$

wo k_1 und k_2 Konstanten sind. Die Abweichung von diesem vorausberechneten Werte sei x, die Einzelabweichungen x_1 und x_2, sodass also

$$k_1 x_1 + k_2 x_2 = x.$$

Die Wahrscheinlichkeit einer Abweichung zwischen x_1 und $x_1 + dx$ ist nun

$$\frac{1}{m_1 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{x_1^2}{m_1^2}} dx_1$$

und einen entsprechenden Wert erhält man für die zweite Gruppe; das Produkt dieser Grössen giebt die Wahrscheinlichkeit für das gleichzeitige Bestehen der Abweichungen x_1 bis $x_1 + dx_1$ und x_2 bis $x_2 + dx_2$:

$$\frac{1}{2\pi m_1 m_2} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x_1^2}{m_1^2} + \frac{x_2^2}{m_2^2}\right)} dx_1\, dx_2$$

Man kann $y_1 = k_1 x_1$ und $y_2 = k_2 x_2$ setzen; dann sind die mittleren Fehler der Grössen y_1 und y_2: $m'_1 = k_1 m_1$ und $m'_2 = k_2 m_2$. Der oben erwähnte Ausdruck geht nunmehr über in

$$\frac{1}{2\pi m_1' m_2'} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y_1^2}{m_1'^2} + \frac{y_2^2}{m_2'^2}\right)} dy_1\, dy_2$$

und man hat ferner $y_1 + y_2 = x$. Eliminiert man y_2, so ergiebt sich statt

$$\frac{y_1^2}{m_1'^2} + \frac{y_2^2}{m_2'^2}$$

der Ausdruck:

$$\frac{y_1^2}{m_1'^2} + \frac{(x - y_1)^2}{m_2'^2} = \left(\frac{y_1 \sqrt{m_1'^2 + m_2'^2}}{m_1' m_2'} - \frac{x m_1'}{m_2' \sqrt{m_1'^2 + m_2'^2}}\right)^2 + \frac{x^2}{m_1'^2 + m_2'^2},$$

und integriert man dann über sämtliche Werte von y_1, indem man der Kürze halber

$$\frac{y_1 \sqrt{m_1'^2 + m_2'^2}}{m_1' m_2'} - \frac{x m_1'}{m_2' \sqrt{m_1'^2 + m_2'^2}} = t$$

setzt, so folgt als die gesuchte Wahrscheinlichkeit:

$$s = \frac{e^{-\frac{x^2}{2(m_1'^2 + m_2'^2)}}}{2\pi \sqrt{(m_1'^2 + m_2'^2)}} \cdot dx \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt = \frac{e^{-\frac{x^2}{2(m_1'^2 + m_2'^2)}}}{\sqrt{2\pi (m_1'^2 + m_2'^2)}} dx \quad (35)$$

Die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Abweichung vom Normalwerte ist nun von ganz derselben Form, als wenn man einen nicht zusammmengesetzten Ausdruck $n_1 p_1$ behandelt. Nur ist überall m_1 durch

$$\sqrt{m_1'^2 + m_2'^2} = \sqrt{k_1^2 m_1^2 + k_2^2 m_2^2}$$

zu ersetzen. Der Satz gilt allgemein für eine beliebige Anzahl von

Grössen, die jede für sich dem exponentiellen Fehlersatze folgen. Man hat nur den mittleren Fehler gleich

$$\sqrt{k_1{}^2 m_1{}^2 + k_2{}^2 m_2{}^2 + k_3{}^2 m_3{}^2 + \cdots}$$

zu setzen. Ist $k_1 n_1 = -k_2 n_2 = 1$, so erhält man den oben erwähnten Satz, nach welchem der mittlere Fehler der Differenz zweier Wahrscheinlichkeitswerte der Quadratwurzel aus der Quadratsumme der beiden Einzelwerte des mittleren Fehlers gleich ist.

Wenn eine Grösse mehrmals gemessen worden ist, und diese Messungen als gleich zuverlässig aufzufassen sind, dann wird man instinktiv den Durchschnitt

$$x = \frac{x_1 + x_2 + \cdots x_r}{r}$$

als einen Normalwert auffassen. Dieser Normalwert erfüllt zwei Bedingungen. Erstens ist die Summe aller Einzelabweichungen

$$x - x_1 + x - x_2 + \cdots$$

gleich Null. Zweitens ist die Quadratsumme

$$(x - x_1)^2 + (x - x_2)^2 + \cdots$$

die kleinst mögliche für

$$x = \frac{x_1 + x_2 + \cdots}{r}$$

Man hat nämlich

$$(x - x_1)^2 + (x - x_2)^2 + \cdots = r x^2 - 2 x (x_1 + x_2 + \cdots) + x_1{}^2 + x_2{}^2 + \cdots$$

$$= r\left(x - \frac{x_1 + x_2 + \cdots x_r}{r}\right)^2 + x_1 + x_2{}^2 + \cdots x_r{}^2 - \frac{(x_1 + x_2 + \cdots x_r)^2}{r}.$$

Dieser Ausdruck wird ein Minimum sein, wenn das erste Glied gleich Null ist, d. h. wenn

$$x = \frac{x_1 + x_2 + \cdots x_r}{r}$$

oder, mit anderen Worten, der Durchschnitt ist.

Es giebt nun einen interessanten Zusammenhang zwischen diesen Sätzen und den Sätzen betreffend den mittleren Fehler. Wenn die Messungsresultate sich nach der Exponentialformel gruppieren, ist die Quadratsumme der Abweichungen vom Normalwerte, durch die Anzahl der Messungen dividiert, gleich dem Quadrate des mittleren Fehlers. Da nämlich

$$e^{-\frac{y^2}{2\,npq}}\,dy$$

mit der relativen Häufigkeit der Abweichung y proportional ist, so ist jene Quadratsumme:

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\,npq}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{y^2}{2\,npq}}\, y^2\, dy$$

oder, wenn $y = z\sqrt{npq}$ gesetzt wird

$$\frac{npq}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} z^2\, e^{-\frac{z^2}{2}}\, dz = npq = m^2. \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (36)$$

Der gesuchte Wert ist also mit dem quadrierten mittleren Fehler m identisch.

In der Praxis wird diese Identität im besten Falle nur annäherungsweise gelten können. Häufig werden grössere oder kleinere Abweichungen schon aus dem Grunde auftreten, weil man nur über eine begrenzte Anzahl von Messungen verfügt. Da aber die Exponentialformel, wie oben bemerkt, selbst bei geringer Beobachtungszahl eine ganz gute Approximation ergiebt, darf man auch hier etwas Aehnliches erwarten. Und selbst wo dies nicht gilt, wird es oft aus praktischen Gründen anzuraten sein, den Durchschnitt der Beobachtungen und die Quadratsumme der Abweichungen zu berechnen und diese letztere als Massstab der Unsicherheit aufzufassen.

Die hier angedeutete Berechnungsweise des mittleren Fehlers ist nun namentlich ausserhalb der Statistik von praktischer Bedeutung, doch wird man auch bei statistischen Beobachtungen vielfache Anwendung für dieselbe finden. So wenn es sich darum handelt, die durchschnittliche Krankheitsdauer unter den Mitgliedern einer Krankenkasse ausfindig zu machen. Es sei r die Zahl der Mitglieder, s_1 s_2 s_3 . . . die auf die einzelnen Mitglieder fallenden Krankheitstage, die durchschnittliche Zahl ist dann $\frac{\Sigma s}{r}$, und der mittlere Fehler berechnet sich aus der Quadratsumme der Differenzen $\frac{\Sigma s}{r} - s_1$ u. s. w.

Diese Quadratsume, durch r dividiert, ist das Quadrat des mittleren Fehlers für das einzelne Mitglied, d. h. etwa $\frac{2}{3}$ der Mitglieder werden — falls die Exponentialformel gilt — eine kleinere Abweichung von dem Durchschnitt aufweisen u. s. w.; ist der Durchschnitt der Beobachtungen der logische Ausdruck für die Krankheitsdauer, so wird ferner für r Mitglieder zusammen das Quadrat des mittleren Fehlers der gesamten Krankheitsdauer das r-fache der gefundenen Grösse sein, man erhält also diesen — d. h. den Massstab für die zu erwartenden Abweichungen von der typischen Anzahl von Krankheitstagen sämtlicher Mitglieder als Quadratwurzel aus der Quadratsumme sämtlicher Abweichungen; für die durchschnittliche Krankheitsdauer muss man diese Quadratsumme durch r^2 dividieren. Sind allgemein die Abweichungen der gemessenen Werte vom Durchschnitt gleich ε_1 ε_2 ε_3 u. s. w., so hat man

$$\sqrt{\frac{\Sigma \varepsilon^2}{r}}$$

zu berechnen, um die Häufigkeit gewisser Abweichungen der Einzelbeobachtungen zu messen, $\sqrt{\Sigma \varepsilon^2}$, um die Unsicherheit der Summe dieser Beobachtungen, $\frac{1}{r}\sqrt{\Sigma \varepsilon^2}$, um die Unsicherheit des aus sämtlichen Beobachtungen berechneten Durchschnitts zu erkennen.

Nun ist in der Praxis die Verteilung nach der Exponentialformel nicht vollkommen, der wahre Wert ist nicht

$$x = \frac{x_1 + x_2 + \ldots x_r}{r}$$

sondern $x + \varepsilon$, und die Messungen x_1, x_2 . . . haben von dem wahren Wert eine Abweichung ε_1, ε_2 u. s. w. statt $x - x_1$, $x - x_2$ u. s. w. Da die Quadratsumme der Abweichungen ihr Minimum für

$$x = \frac{x_1 + x_2 + \ldots}{r}$$

erreicht, sollte man also, um aus den wirklichen Abweichungen vom wahren Wert den mittleren Fehler zu berechnen, den aus $x - x_1$ u. s. w. berechneten mittleren Fehler etwas erhöhen. Gauss und andere Mathematiker nach ihm empfehlen, zu diesem Zweck den letzteren Wert mit $\frac{r}{r-1}$, zu multiplizieren. Es sei der aus $x - x_1$ u. s. w. hervorgehende mittlere Fehler der Einzelbeobachtungen m und der aus ε_1, ε_2 u. s. w. berechnete mittlere Fehler m'. Man hat dann

$$m'^2 = \frac{\varepsilon_1{}^2 + \varepsilon_2{}^2 + \ldots \varepsilon_r{}^2}{r}$$

$$m^2 = \frac{(x - x_1)^2 + (x - x_2)^2 + \ldots (x - x_r)^2}{r}$$

Da ε_1 und ε die Abweichungen der Grössen x_1 und x von den wirklichen Werten sind, so hat man:

$$\begin{aligned} x - x_1 &= \varepsilon_1 - \varepsilon \\ x - x_2 &= \varepsilon_2 - \varepsilon \\ &\vdots \end{aligned}$$

und bei Summation:

$$r\,\varepsilon - (\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \ldots) = 0.$$

Die Grösse m^2 kann also so umgeschrieben werden:

$$m^2 = \frac{(\varepsilon - \varepsilon_1)^2 + (\varepsilon - \varepsilon_2)^2 + \ldots}{r} = \frac{r\,\varepsilon^2 - 2\,\varepsilon\,(\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \ldots) + \varepsilon_1{}^2 + \varepsilon_2{}^2 + \ldots}{r}$$

Eliminiert man $r\varepsilon$, so ergiebt sich bei Einführung von m':

$$m^2 = m'^2 - \frac{(\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \ldots)^2}{r^2} = m'^2 - \frac{\varepsilon_1{}^2 + \varepsilon_2{}^2 + \ldots}{r^2} - \frac{2}{r^2}(\varepsilon_1\,\varepsilon_2 + \varepsilon_1\,\varepsilon_3 + \ldots)$$

Ersetzt man

$$\frac{\varepsilon_1{}^2 + \varepsilon_2{}^2 + \ldots}{r^2} \text{ durch } \frac{m'^2}{r}$$

und nimmt man an, dass die Summe der Produkte $\varepsilon_1\,\varepsilon_2$, $\varepsilon_1\,\varepsilon_3$ u. s. w. annäherungsweise gleich Null gesetzt werden darf, insofern positive und negative Abweichungen einander aufheben, so erhält man die Formel:

$$m^2 = \frac{r-1}{r}\,m'^2$$

also

$$m' = \sqrt{\frac{(x - x_1)^2 + (x - x_2)^2 + \ldots}{r-1}} \quad \ldots\ldots \quad (37)$$

und der mittlere Fehler des Durchschnittswertes wird:

$$\sqrt{\frac{(x - x_1)^2 + (x - x_2)^2 + \ldots}{r\,(r-1)}}$$

Ist z. B. die Anzahl der Beobachtungen 10 und ist die Summe der Quadrate der Differenzen 160, so hat man

$$\sqrt{\frac{160}{90}} = \frac{4}{3}.$$

Diese Approximationsformel hat van Pesch in Anwendung gebracht, um die Unsicherheit seiner Berechnungen zu beurteilen. Beispielsweise waren für 15 jährige Knaben die Sterbenswahrscheinlichkeiten

1880	0,00 370	1885	0,00 359
1881	0,00 409	1886	0,00 362
1882	0,00 348	1887	0,00 345
1883	0,00 346	1888	0,00 407
1884	0,00 377	1889	0,00 370

Die durchschnittliche Sterblichkeit ist nach diesen Zahlen 0,00 369, und man erhält nun die mit $(0{,}00\,001)^2$ multiplizierten Abweichungsquadrate 1, 1600, 441, 529 u. s. w., im ganzen 4805. Der mittlere Fehler des Durchschnitts 0,003 69 ist also:

$$0{,}000\,01 \sqrt{\frac{4805}{90}} = 0{,}00\,007.$$

Ich werde unten gleich auf diese Berechnung zurückkommen. Man sieht, dass die Berechnung des mittleren Fehlers der Einzelbeobachtungen bei dieser Annäherung darauf hinausläuft, dass man sich die Anzahl der Messungen um 1 kleiner denkt, als sie wirklich ist.

Sind nun ferner die Messungsresultate derart, dass r_1 bezw. r_2, r_3 u. s. w. Messungen sich einigermassen typisch um den Durchschnitt gruppieren, dann wird die Einzelmessung in jeder Gruppe ungefähr denselben mittleren Fehler m bezw. m′ haben, und wenn man die Quadratsumme der Abweichungen vom Durchschnitt berechnet, wird man in den einzelnen Gruppen annäherungsweise $(r_1 - 1)\, m'^2$, $(r_2 - 1)\, m'^2$ u. s. w. erhalten, also im ganzen, wenn $r_1 + r_2 \cdots = r$ gesetzt wird und s die Anzahl der Gruppen bezeichnet: $(r - s)\, m'^2$. Das Quadrat des mittleren Fehlers in der Einzelmessung ist demnach

$$m'^2 = \frac{r}{r - s} m^2 \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \qquad (38)$$

während das Quadrat des mittleren Fehlers des Durchschnitts sich auf

$$\frac{m^2}{r(r - s)}$$

stellt.

18. Die angeführten Sätze werden genügen, um einen Ueberblick über die sich jetzt erhebende äusserst wichtige Frage zu gewinnen, ob die Berechnungen des mittleren Fehlers nun auch thatsächlich durch die Beobachtungen gerechtfertigt werden, oder ob man andere Kriterien aufsuchen muss, um die statistischen Schlussfolgerungen beurteilen zu können und namentlich, um die Grenzen der „zufälligen“ Fehler zu bestimmen.

In dieser Beziehung hat van Pesch einen interessanten Versuch angestellt, indem er für jedes Altersjahr von 0 bis 90 die Abweichungen gemessen hat und sämtliche Ergebnisse, also 910 an der Zahl, für jedes Geschlecht zusammengefasst hat. Als Massstab benutzt er den sogenannten wahrscheinlichen Fehler, welcher die Grenze bezeichnet, innerhalb

deren die Hälfte der Messungen liegen werden (0,6745mal dem mittleren Fehler). Das Ergebnis wird aus folgender Tafel erhellen:

Abweichung mit dem wahrscheinlichen Fehler als Massstab	Beobachtete Anzahl der Abweichungen Männer	Frauen	Berechnete Anzahl der Abweichungen
$0-\frac{1}{2}$	224	244	241
$\frac{1}{2}-1$	208	216	215
$1-1\frac{1}{2}$	189	168	172
$1\frac{1}{2}-2$	137	121	121
$2-2\frac{1}{2}$	93	94	80
über $2\frac{1}{2}$	59	67	81

Im ganzen ist somit die Uebereinstimmung zwischen Beobachtung und Berechnung eine recht gute.

Diese Berechnung wird nun sehr häufig einen grössern mittleren Fehler ergeben, als wenn man die Formel $\sqrt{npq}$ in Anwendung bringt. Beispielsweise findet van Pesch für Knaben im Alter 4 einen mittleren Fehler gleich 0,00045. Wenn man aber die letzterwähnte Formel benutzt, erhält man nur 0,00014. Dies liegt an dem verschiedenen Charakter der einzelnen Jahre; für eine längere Strecke des Lebens ist z. B. 1884 ein ungünstiges Jahr gewesen, während 1889 durch eine niedrige Sterblichkeit ausgezeichnet war, und die Sterblichkeit eines Jahres kann somit nicht mit der Präcision vorausberechnet werden, als die betreffende Formel erheischt. Da die Quadratsumme nur aus 10jährigen Beobachtungen hervorgeht, darf man auch nicht erwarten, dass man bei Vorausberechnungen auf dieser Formel fussen darf, man kann nicht wissen, ob nicht etwa das folgende Kalenderjahr eine noch grössere Sterblichkeit haben wird, als man nach der Formel vorauszusetzen berechtigt wäre.

Indem ich in betreff dieser Grundfrage auf meine Grundzüge der Theorie der Statistik verweise[1]), will ich hier die allgemeinsten Ergebnisse zusammenfassen. Es zeigt sich auf einzelnen Gebieten, namentlich, wie seiner Zeit Lexis nachgewiesen hat, für das Geschlechtsverhältnis der Geborenen, dass die Uebereinstimmung zwischen der Wahrscheinlichkeitslehre und den Beobachtungen eine überraschend grosse sein kann. Auf anderen Gebieten ist aber eine solche Uebereinstimmung in der Regel nicht unmittelbar ersichtlich. So weicht die Geburtshäufigkeit von einem Jahr zum anderen gewöhnlich weit mehr vom Durchschnitt ab, als man nach der Wahrscheinlichkeitslehre erwarten sollte, und noch grösser sind häufig die Abweichungen in der Sterblichkeitsstatistik. Aber sobald man die Beobachtungen einer angemessenen Teilung unterzieht, wird man fast immer eine Annäherung an die erwartungsmässige Verteilung der Abweichungen beobachten können, und diese wird um so vollkommener, je mehr man in die Tiefe dringt. Das Geschlechtsverhältnis der Geborenen bietet in der That ein typisches Beispiel: die Geburtshäufigkeit von Jahr zu Jahr schwankt bedeutend, wenn dieselbe aber steigt, werden die Knaben- und Mädchengeburten gleichzeitig zunehmen; die Ursachen, die die Knabengeburten vermehren, üben gleichzeitig auf die Mädchengeburten denselben Einfluss aus. Aehnlich verhält es sich auch mit der Sterblich-

1) Neben den in diesem Werk verzeichneten Arbeiten möge hier noch auf die fein ausgeführte Untersuchung von Bortkewitsch: Das Gesetz der kleinen Zahlen, 1898 hingewiesen werde. Mit schiefen Fehlerkurven haben sich u. a. Pearson, Yule und Thiele beschäftigt.

keit. Die Anzahl der Verstorbenen eines gewissen Jahres kann man nicht mit Genauigkeit vorausberechnen, aber die Verteilung nach Alter, Geschlecht u. s. w. passt sich viel besser der Theorie der Wahrscheinlichkeitslehre an. Z. B. werden in einem ungünstigen Jahr die gesundheitsschädlichen Momente sich bei jedem Altersjahr (in nicht allzulangen Altersstrecken) und sowohl unter Männern als Frauen geltend machen. Man kann, anders ausgedrückt, bei solcher Zerlegung der Beobachtungen zu typischen Werten gelangen, um welche sich die Einzelwerte nach der Wahrscheinlichkeitslehre gruppieren und die also die oben angeführten Berechnungen unter Anwendung der Tafel p. 187 zulassen.

Denken wir uns z. B., dass wir nach van Pesch's Tafel die Sterblichkeit in jedem Altersjahr zwischen 20 und 30 Jahren und in jedem Kalenderjahr untersuchen wollen. Man wird nun leicht erkennen, dass die Abweichungen vom Durchschnitt von einem Jahr zum anderen einen bedeutend grösseren Spielraum haben, als man nach der Theorie erwarten sollte. Greifen wir als Beispiel die Frauen im 29. Jahre für 1880 und 1889 heraus. 1880 hat man etwa 29 700 Lebende mit 285 Sterbefällen, 1889 31 600 bezw. 201. Die Sterbekoëfficienten sind 0,00960 bezw. 0,00637. Der mittlere Fehler der Differenz ist angenähert

$$\sqrt{\frac{0{,}00\,960}{29\,700}+\frac{0{,}00\,637}{31\,600}}=0{,}00\,072\,;$$

die Differenz ist also $4\frac{1}{2}$, so gross wie der mittlere Fehler. Für das Alter 23 hat man 1888 und 1884 einen Unterschied gleich 0,00231 gegenüber einem mittleren Fehler desselben gleich 0,0006, also fast das vierfache u. s. w. Dies alles zeigt uns, dass die Abweichungen vom Durchschnitt eine Grösse erreichen können, die mit der Wahrscheinlichkeitslehre sich kaum in Einklang bringen lässt. Nun kann man aber versuchen, mit dem Niveau der einzelnen Kalenderjahre zu arbeiten. 1880 war das Niveau für Männer und Frauen im Alter 20 – 29 etwa 7,3% höher als im Durchschnitt der Periode, 1889 7,2% niedriger u. s. w. Berechnet man jetzt für 1880 Sterblichkeitskoëfficienten für jedes Altersjahr durch Erhöhung der Durchschnittszahlen aus den einzelnen Kalenderjahren um jedesmal 7,3%, so darf man vielleicht erwarten, dass dieses Niveau dem typischen annäherungsweise gleich kommt, und man kann dann die 20 Einzelabweichungen damit vergleichen, unter Rücksichtnahme auf den mittleren Fehler. Im Alter 20 sollte man hiernach 0,00812 bei den Männern, 0,00582 bei den Frauen zu Grunde legen statt 0,00757 bezw. 0,00542; faktisch sind die Sterblichkeitskoëfficienten 0,00799 bezw. 0,00564, also jedenfalls dem neuen Niveau näher als dem alten. Eine Berechnung der Abweichungen von dem neuen Niveau zeigt uns nun das folgende Ergebnis:

	Zahl der Abweichungen nach der Beobachtung	Zahl der Abweichungen nach der Theorie
0—½mal dem mittleren Fehler	63	77
½—1 „ „ „ „	72	60
1—1½ „ „ „ „	38	37
1½—2 „ „ „ „	18	17
2—2½ „ „ „ „	7	7
2½—3 „ „ „ „	2	2
	200	200

Die Beobachtungen stimmen somit nun ganz gut mit der Theorie überein. Falls man dann z. B. in einem Jahre für die betreffende Alters-

periode eine grössere Sterblichkeit unter Männern als unter Frauen beobachlet und der Unterschied nach der Theorie gross genug ist, um nicht „zufällig“ sein zu können, darf man (nach diesen Erfahrungen) erwarten, dass auch in anderen Jahren ein ähnlicher Unterschied zu Tage treten wird; man hat somit ein äusserst wichtiges Kriterium für die statistischen Schlussfolgerungen gewonnen.

Diesen Gedanken weiter verfolgend, kann man nun ähnliche Berechnungen bei anderen Zerlegungen des Beobachtungsmaterials versuchen. Es empfiehlt sich dabei oft, ein nicht zu grosses Gebiet zu wählen, weil sonst leicht Verschiebungen eintreten können, die man nicht bemerkt und schwerlich eliminieren kann. Es fragt sich z. B., ob ein ungünstiges Jahr dies gleichzeitig für die einzelnen Gegenden des Landes sein wird, ob eine für die Angehörigen zweier Berufe in einem Lande beobachtete Differenz bei kommenden Untersuchungen unter sonst gleichen Umständen (z. B. wenn keine umfangreichen sanitären Verbesserungen eingeführt worden) wieder auftreten wird, ob man also in einem solchen Fall unter Anwendung der Kriterien der Wahrscheinlichkeitstheorie seine Schlussfolgerungen kontrollieren kann.

Als Beispiel greife ich die Sterblichkeit in North-Wales 1861—90 heraus, indem ich die Sterbekoëfficienten für die Alter 35—45 in den drei Dezennien jenes Zeitraums vergleiche. Im ganzen starben 1861—70 in sämtlichen 18 Registraturdistrikten 11,20 pro Mille, 1861—80 12,33 und 1881—90 10,57. Um also die dritte Periode aufs Niveau der zweiten zu bringen, muss man den Sterblichkeitskoëfficienten um $\frac{1}{6}$ vergrössern, während die Sterblichkeit 1861—70 um 11,01 % vergrössert werden muss, wenn man dieselbe auf das ungünstige Niveau der Periode 1871—80 reduzieren will.

Nun weist ein Distrikt 1861—70 statt 11,20 nur 10,70 auf; geht man davon aus, dass man das Niveau um 11,01 % erhöhen darf, um die Zahl mit derjenigen von 1871—80 vergleichbar zu machen, so erhält man 11,78, während der Sterblichkeitskoëfficient 1871—80 13,08 war. Das bedeutet eine Abweichung gleich 1,30 pro Mille; unter Berücksichtigung der Volkszahlen und der Anzahlen der Verstorbenen erhält man dann ferner als mittleren Fehler der Differenz der beiden relativen Häufigkeiten der Todesfälle 1,4 pro Mille. Die faktische Abweichung, mit dem mittleren Fehler als Einheit gemessen, ist also etwa 0,9. Aehnlich hat man für denselben Distrikt 1881—90 faktisch 10,09 pro Mille oder um $\frac{1}{6}$ erhöht 11,77, d. h. eine Differenz dem Niveau 1871—80 gegenüber gleich 1,31 oder wiederum 0,9 mal dem mittleren Fehler. Wenn man nun diese Berechnung für sämmtliche 18 Distrikte durchführt, so ergiebt sich als Endergebnis eine Abweichung

unter $\frac{1}{2}$mal dem mittleren Fehler in 12 Fällen (nach der Theorie 13,8)
$\frac{1}{2}$—1mal „ „ „ „ 11 „ („ „ „ 10,8)
1—2mal „ „ „ „ 10 „ („ „ „ 9,8)
2—3mal „ „ „ „ 3 „ („ „ „ 1,6)

Die Uebereinstimmung zwischen der Erfahrung und der Rechnung auf Grund des Exponentialgesetzes ist unleugbar, und auch für andere Altersklassen scheinen ähnliche Berechnungen gelingen zu wollen. Die Ursachen, welche eine erhöhte Sterblichkeit hervorbringen, wirken nach diesen Erfahrungen gleichzeitig mit ungefähr derselben Intensität über das ganze Gebiet, so dass etwaige Abweichungen in der Regel als „zufällige“ aufzufassen sind.

Wahrscheinlich werden diese Berechnungen namentlich da unvollkommen sein, wo man mit grösseren Städten zu thun hat. Wird man z. B. die Probe auf Warwickshire erstrecken, so wird man im ganzen gute Ergebnisse erzielen, aber Birmingham wird eine Sonderstellung behaupten. Als zweite Quelle der Abweichungen kann man anführen, dass hygienische Verbesserungen, namentlich in den Städten, nicht gleichzeitig eingeführt werden, so dass auch dadurch Verschiebungen eintreten können. Endlich ist ja die Berechnung des Niveaus des Jahres nur eine recht summarische, die einige Bedenken erwecken kann.

Aehnliche Betrachtungen kann man nun auch in Betreff der Berufe anstellen. Da die englische Berufsstatistik für 1880—82 etwas anders durchgeführt wurde, als 1860—61 und 1871, habe ich mich auf die letzteren Beobachtungen beschränkt und solche Berufe herausgesucht, für welche sich erwarten lässt, dass die Rubricierung keinen erheblichen Zweifeln unterliegen kann. Diese Berufe, neun an der Zahl, waren folgende: Schneider, Schuhmacher, Tischler, Grobschmiede, Bäcker, Fleischer, Gewürz-Krämer, Farmer und endlich Schankwirte u. dgl. Ich habe nun vorerst die Sterblichkeitskoëfficienten der 10jährigen Altersklassen zwischen 25 und 75 Jahren für die Gesamtbevölkerung von 1860/61 mit denjenigen für die Gesamtbevölkerung von 1871 verglichen. Es ergiebt sich dann z. B., dass die Sterblichkeit 1871 im Alter 25—35 12,8 % grösser war als 1860—61, im Alter 45—55 13½ % u. s. w. Giebt man nun in allen Berufen den Sterblichkeitkoëfficienten einen ähnlichen Zuschlag, so erhält man für sämtliche Berufe die folgenden Ergebnisse:

	Abweichungen nach der Theorie	Abweichungen nach der Erfahrung
0—½ mal dem mittleren Fehler	17,2	15
½—1 „ „ „ „	13,5	9
1—2 „ „ „ „	12,2	17
über 2 „ „ „ „	2,1	4
Zusammen „ „ „	45,0	45

Auch hier hat man also eine recht befriedigende Annäherung; keine Abweichung ist grösser als das Dreifache des mittleren Fehlers. Auch hier sind aber Unsicherheiten der Berechnung vorhanden. Wie schon bemerkt, ist es an und für sich gewagt, das Niveau in allen Berufen gleichmässig pro rata zu erhöhen oder zu erniedrigen, wie ich es hier gethan habe; dass aber eine Annäherung an die theoretische Verteilung erreicht worden ist, unterliegt keinem Zweifel.

Es scheint somit nicht unmöglich, die Ergebnisse einer Beobachtungsreihe auf eine andere zu übertragen und einigermassen sichere Schlussfolgerungen betreffend den Einfluss der Beschäftigung, des Aufenthalts und des Alters u. s. w. auf die Lebensdauer zu ziehen. Hier wie überall wird es übrigens ausserordentlich auf den Takt des Untersuchers ankommen. Der geschulte und gewissenhafte Statistiker, welcher oft die Schwankungen der Sterblichheit beobachtet hat, wird dadurch in der Regel ein sicheres Gefühl gewonnen haben, das ihm bei seinen Untersuchungen hilft. Und die Zuverlässigkeit der Schlüsse wird dann vielleicht in letzter Instanz auf der inneren Harmonie der mannigfachen und verschiedenartigen Beobachtungen beruhen. So wenn man allmählich für eine ganze Reihe von Berufen Sterblichkeitsbeobachtungen gesammelt hat und nun diese Berufe der Gesundheit nach ordnet, indem man gleichzeitig die einzelnen gesundheitsschädlichen Momente im Auge behält. Vielleicht wird man dabei oft Fragezeichen anbringen müssen, die dann

auf erneute Untersuchungen hinweisen, bis man entweder die ursprünglichen Ergebnisse revidieren muss oder als einigermassen zuverlässige anerkennen darf. So auch z. B. in betreff der Wirkung des Aufenthalts in tropischen Gegenden, des Einflusses der Wohlhabenheit u. s. w. Vieles ist vielleicht zunächst noch ein buntes Gewirr, allmählich aber wird sich ein festes Gebäude aus den durcheinander gewürfelten Bausteinen erheben, in welchem ein jeder Stein andere stützt und von anderen gestützt wird. So findet auch die Anwendbarkeit der Wahrscheinlichkeitsrechnung auf die Mortalitätsstatistik eine Bestätigung in den Beobachtungen auf anderen Gebieten der Statistik, wo man fast überall durch fortgesetzte Zergliederung und Bearbeitung des Materials eine immer grössere Uebereinstimmung mit der Theorie wahrnehmen kann. Noch fehlt es nach allen Richtungen hin an Beobachtungen, auch mit Rücksicht auf die Anwendbarkeit der Wahrscheinlichkeitslehre auf die Sterblichkeitsstatistik; was ich oben entwickelt habe, sollen nur Andeutungen sein, und andere Forscher werden vielleicht besser gelungene und allseitiger durchgeführte Versuche vorweisen können.

19. Viele Gelehrte haben sich, wie wir gesehen haben[1]), bemüht, bestimmte Funktionen ausfindig zu machen, die das Gesetz der Sterblichkeit oder der Krankheitshäufigkeit in ihrer Abhängigkeit vom Alter darstellen könnten. Die Schwierigkeit liegt darin, eine Formel zu finden, die sowohl die stark absteigende Bewegung im Kindesalter wie die langsamer zunehmende Bewegung im späteren Leben, zumal häufig mit zwei Minimen, darstellen kann. Lamberts Methode ergiebt als Zahl der Ueberlebenden

$$l_x = a(\omega - x)^2 - b(c_1^{-x} - c_2^{-x})$$

wo ω das höchste Lebensalter bezeichnet; für das Alter Null hat man hier: $l_0 = a\omega^2$. Die Bewegung im Kindesalter entspricht nach dieser Formel jedoch nicht der faktischen; die Sterblichkeit nimmt nämlich zu langsam ab. Littrow's Formel (eine ganze algebraische Funktion 4. Grades) wird diesen Forderungen ebensowenig Genüge leisten können.

Besser gelingt es Moser, die Kindersterblichkeit auszudrücken, aber eine wirkliche Harmonie zwischen seiner Formel und den Beobachtungen für eine längere Periode des Lebens wird sich schwerlich finden lassen.

Die Formel, welche wohl in Versicherungskreisen den lebhaftesten Beifall gefunden hat, ist die von Gompertz 1825 aufgestellte, später von Makeham verbesserte (Journal of the Institute of Actuaries 1860). Gompertz ging davon aus, dass der Tod infolge zweier Gruppen von Ursachen veranlasst werden könne, entweder von solchen, die ganz unabhängig von dem Alter sind, oder infolge einer gradweisen Abnahme der Lebenskraft. In der Ausarbeitung seiner Formel schrieb er nur der letzteren Gruppe eine Bedeutung zu, indem er annahm, dass die Intensität der Sterblichkeit nach einer geometrischen Progression zunimmt; er fand dann für die Intensität der Sterblichkeit

$$\mu_x = b\,c^x \text{ folglich } l_x = k\,(g)^{c^x} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (39)$$

wo b und c wie k und g Konstante sind

$$\left(\log_e g = \frac{-b}{\log_e c}\right).$$

1) Vgl. oben p. 88 f.

Hätte er seine Betrachtungen weiter durchgeführt, so würde er bei μ_x ein konstantes Glied a hinzugefügt[1]), also:

$$\mu_x = a + b\,c^x$$

gesetzt haben, woraus

$$l_x = k\,s^x\,(g)^{c^x} \text{ folgt, wenn } -a = \log_e s \quad . \; . \; . \; . \; . \quad (40)$$

Diese Makeham'sche Formel hat eine bedeutende praktische Anwendung in der Lebensversicherungstechnik gefunden und wird vom 20. Jahre an in der Regel eine ganz gute Vorstellung von dem Verlauf der Sterblichkeit geben; im Kindesalter würde sie dagegen gar keine Anwendung finden können. Da die Lebensversicherung sich aber wesentlich auf das erwachsene Alter erstreckt, wiegt dieser Einwand hier nicht schwer. Namentlich bezeichnet die Anwendung der Formel bei Berechnung von Versicherungen auf mehrere Leben eine praktische Vereinfachung von erheblicher Bedeutung.

Der Gompertz'schen Formel ähnlich ist die von Edmonds aufgestellte, die so geschrieben werden kann:

$$l_x = e^{\frac{\alpha}{\log_e p}(1 - p^x)}$$

und die sich offenbar leicht auf Gompertz' Formel zurückführen lässt. Für $x = o$ ist die Intensität der Sterblichkeit α. Die Grösse p bestimmt er ein für allemal ohne Unterschied der Sterbetafel so, dass für die Kinderjahre ein Wert gilt, für das Alter 10—55 ein zweiter und für 55 Jahre bis zum höchsten Alter ein dritter.

Ein Vorzug dieser Formeln dürfte der sein, dass die Intensität der Sterblichkeit sich damit verhältnismässig leicht berechnen lässt. Auch die von Oppermann und Thiele in Anwendung gebrachten Formeln haben die Intensität der Sterblichkeit zum Ausgangspunkt. Für die jungen Jahre schlug Oppermann (The Insurance Record 1870) die Formel vor:

$$\mu_x = a\,x^{-\frac{1}{2}} + b + c\,x^{\frac{1}{2}} \quad . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (41)$$

Die Formel, welche er bei seiner Ausgleichung der Sterbetafeln der dänischen Staatsanstalt für Lebensversicherung benutzte, hat er nicht selbst veröffentlicht; sie wurde nach seinem Tode von Gram dargestellt[2]) als

$$\mu_x = (\alpha + \beta x)\,e^{-\varkappa x} + \gamma\,e^{\lambda x} \quad . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (42)$$

Thiele[3]) verwandte die Formel:

$$\mu_x = a_1\,e^{-b_1 x} + a_2\,e^{-\frac{1}{2} b_2^2 (x-c)^2} + a_3\,e^{b_3 x} \quad . \; . \; . \quad (43)$$

indem er bei dem ersten Gliede namentlich die Kindersterblichkeit, bei dem zweiten die Sterblichkeit im kräftigen Alter, beim dritten (Gompertz' Formel) die Greisensterblichkeit im Auge hatte.

Was die Krankheitshäufigkeit betrifft, so habe ich oben p. 89 Scratchley erwähnt. Dieser denkt sich die Anzahl der Krankheits-

---

1) Vgl. Institute of Actuaries' Textbook II Life Contingencies by George King, London 1887, p. 73.

2) Om Udjevning af Dödelighedsiagttagelser og Oppermann's Dödelighedsformel. Tidsskrift for Mathemathik. Kjöbenhavn 1884.

3) En mathematisk Formel for Dödeligheden. Kjöbenhavn 1871.

tage mit dem Alter immer zunehmend; wenn c das Minimum ist, E_x die Vermehrung der Krankheitstage im Alter x („the Excess") bedeutet, meint er gefunden zu haben, dass

$$E_x = E_{x-5} + E_{x-10}.$$

Die Zahl der Krankheitstage ist $\sigma_x = E_x + c$, folglich:

$$\sigma_x = \sigma_{x-5} + \sigma_{x-10} - c.$$

Edmond's Behauptung, dass in jedem Alter 2 Krankheitsjahre einem Todesfall entsprechen, bringt das Gesetz der Krankheitsdauer in unmittelbare Verbindung mit dem Gesetz der Vitalität. Er würde also, das Jahr als Zeiteinheit genommen, die Anzahl der Krankheitstage unter einer Durchschnittszahl a von Personen im Alter x mit einer Sterblichkeitsintensität μ_x gleich 730 $a\mu_x$ setzen. Keine dieser beiden Hypothesen scheint die Aufmerksamkeit auf sich gelenkt zu haben.

20. In enger Verbindung mit dieser Frage steht nun weiter die Frage nach der Ausgleichung der Beobachtungen und speziell der Sterbetafeln. Auch dieses Problem hat viele Kräfte in Anspruch genommen und eine grosse Anzahl tiefgehender Arbeiten hervorgerufen.

Ein Ausgleichungsverfahren wird wohl vor allem da am Platze sein, wo man auf Grundlage der (vielleicht nicht zahlreichen) Beobachtungen Tarife für Lebensversicherung u. dgl. auszuarbeiten und dieselben möglichst abgestuft zu haben wünscht.

Die einfachste Form einer solchen Abstufung ist wohl die graphische. Diese stellt dem Ausgleicher die Aufgabe, eine Kurve zu zeichnen, welche möglichst genau die Bewegung der beobachteten Werte wiedergiebt, ohne die zufälligen Abweichungen von den typischen Werten zu berücksichtigen. Hier wird man mit gutem Recht die schon bekannten abgestuften Kurven ähnlicher Art mit in Betracht ziehen, um zu entscheiden, ob etwaige Maxima oder Minima oder andere Eigentümlichkeiten der Beobachtungen als zufällige aufzufassen sind, oder ob sie als typisch betrachtet werden müssen; auch wird man, um allen Beobachtungen gerecht zu werden, die von der ausgeglichenen Kurve begrenzte Fläche mit der ursprünglichen ungefähr gleich gross zu machen suchen. Der Zeichner, welcher eine solche graphische Ausgleichung ausführt, wird auch ein gutes Hilfsmittel in einer graphischen Darstellung des mittleren Fehlers finden. Wo letzterer gross ist, braucht er es weniger zu scheuen, die beobachteten Werte bedeutend abzuändern, als wo er klein ist. Wenn ein geübter Zeichner diese Arbeit auf feinem Millimeterpapier ausführt, erweisen neuere Versuche, dass eine im Ganzen befriedigende Tafel zu stande kommt. Ist man noch nicht ganz befriedigt, so kann man eine Korrektur anbringen, indem man etwa annimmt, dass die gesuchte Funktion annäherungsweise von der Form sei: $y_x = \alpha + \beta Z_x$, wo Z die graphisch ausgeglichenen Werte darstellt. Man könnte dann die Werte α und β so bestimmen, dass die Quadratsumme der Abweichungen $y_x - (\alpha + \beta Z_x)$ ihr Minimum erreicht, nötigenfalls unter Berücksichtigung des Gewichts der Beobachtungen (oder des mittleren Fehlers derselben). Ein Beispiel solchen Verfahrens hat Blaschke in seinem oben p. 112 citierten Werke mitgeteilt[1]). Die so berechneten Korrektionen waren auffallend klein.

---

1) Die Methoden der Ausgleichung von Massenerscheinungen 1893, p. 117 f. Auf dieses Werk kann ich auch mit Rücksicht der Litteraturangaben verweisen.

Diese Methode empfiehlt sich auch als eine vorbereitende, wenn man eine etwas tiefergehende Ausgleichung dadurch erreichen will, dass man irgend eine Funktion als die typische auffasst und die Konstanten derselben durch die vorliegenden Beobachtungen zu bestimmen sucht. Je näher die auszugleichenden Zahlen den ausgeglichenen Werten kommen, desto einfacher sind in der Regel derartige Rechnungen, weshalb man auch meist mit solchen vorläufigen Ausgleichungen anfängt.

Sehr einfach sind auch die sogenannten mechanischen Ausgleichungen[1]), nach welchen man auf die eine oder andere Weise eine Reihe aufeinanderfolgender Werte benutzt, um eine ausgeglichene Zahl statt der beobachteten zu erhalten. Eine solche Methode besteht z. B. darin, aus zwei konsekutiven Werten den Durchschnitt zu berechnen und aus zwei so gewonnenen Werten wieder den Durchschnitt, der dann den ausgeglichenen Wert in der Mitte darstellen soll. Hat man also die drei Werte y_{-1}, y_0 und y_1 so bildet man

$$\frac{y_{-1}+y_0}{2} \text{ und } \frac{y_0+y_1}{2},$$

der Durchschnitt dieser ist

$$\frac{y_{-1}+2y_0+y_1}{4}$$

welcher als ausgeglichener Wert statt y_0 verwendet wird; führt man dieselbe Ausgleichung noch einmal durch, so ergiebt sich

$$\frac{y_{-2}+4y_{-1}+6y_0+4y_1+y_2}{16} \quad \ldots\ldots \quad (44)$$

Ansell's Formel fusst auf 11 konsekutiven Werten; sie ist folgende:

$$\frac{4}{300}(y_{-5}+y_5)+0{,}04\,(y_{-4}+y_4)+0{,}08\,(y_{-3}+y_3)$$
$$+0{,}12\,(y_{-2}+y_2)+0{,}16\,(y_{-1}+y_1)+\frac{52}{300}y_0 \quad \ldots \quad (45)$$

Die Wittstein'sche beruht darauf, dass der Durchschnitt 5 konsekutiver Werte als Ausdruck für den Medianwert verwendet wird; ist man mit dem Ergebnisse nicht zufrieden, so kann man die Rechnung fortsetzen, nach zwei Ausgleichungen erhält man dann

$$\frac{(y_{-4}+y_4)+2(y_{-3}+y_3)+3(y_{-2}+y_2)+4(y_{-1}+y_1)+5y_0}{25} \quad (46)$$

Formeln dieser Art lassen sich selbstverständlich beliebig viele aufstellen. Drei Mängel haften ihnen in der Regel an: Erstens muss man meist die äussersten Glieder der Reihe stehen lassen oder für sie willkürlich eine auf- oder absteigende Reihe annehmen, zweitens behandelt eine derartige Methode eine rein zufällige Unebenheit auf ganz dieselbe Weise wie eine nicht zufällige, und in der Regel werden zumal die grösseren Unebenheiten nicht ganz verschwinden. Endlich werden dadurch oft systematische Fehler entstehen, eine ganze Reihe von Zahlen wird entweder zu hoch oder zu niedrig gegriffen werden.

Die wichtigsten dieser Einwände können jedoch durch die neueren mechanischen Methoden beseitigt werden; unter diesen ist namentlich

---

1) Vgl. u. a. W. Lazarus: The Computation and Adjustment of Probabilities derived from Observation, Ass. Mag. vol. XX, 1878, vgl. oben p. 112.

auf die Karup'sche hinzuweisen[1]). Dieselbe besteht darin, dass man zunächst die vorliegenden Zahlen nach einer einfachen mechanischen Formel ausgleicht. Nachher berechnet man die erwartungsmässig Verstorbenen nach den ausgeglichenen Sterblichkeitswerten und vergleicht dieselben mit den thatsächlichen Zahlen; die verhältnismässige Abweichung für eine Reihe von z. B. 5 Gliedern wird als erste Korrektur des ausgeglichenen Medianwerts aufgefasst; die so gefundenen Zahlen werden nachher aufs neue ausgeglichen, indem man die Logarithmen der Sterblichkeitsprozentsätze berechnet und auf diese das Ausgleichsverfahren anwendet. Die von Karup bei dieser Gelegenheit benutzte Methode, auf deren Ableitung ich hier nicht eingehen kann, kann in sehr einfacher Weise dargestellt werden, indem man den Durchschnitt einer Anzahl konsekutiver Werte als Ausdruck für den Medianwert berechnet, die so gefundenen Zahlen zweimal in ähnlicher Weise behandelt, und aus der zuletzt gefundenen Reihe v_{x-1}, v_x u. s. w. endlich die ausgeglichenen Werte

$$u_x = \frac{1}{5}(3(v_{x-1} + v_x + v_{x+1}) - 2(v_{x-3} + v_{x+3})) \quad . \quad . \quad (47)$$

berechnet. Die praktischen Ergebnisse dieser mechanischen Ausgleichung scheinen sehr befriedigende zu sein.

Eine fast ebenso einfache Formel wurde von Blaschke abgeleitet, indem er die Bedingung aufstellt

$$u_x = y_x + k\,\Delta^2 y_x,$$

wo $\Delta^2 y_x$ die zweite Differenz, aus den beobachteten Werten y_{x-1}, y_x und y_{x+1} berechnet ist, und nun k so bestimmt, dass

$$\Sigma(\Delta^2 y_x + k\,\Delta^4 y_x)^2 = \text{Minimum} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad (48)$$

Nach wiederholter Ausgleichung scheint auch diese Methode zu sehr brauchbaren Ergebnissen zu führen.

Nicht mit diesen Ausgleichungen zufrieden, fordern mehrere Forscher, man solle für das Sterblichkeitsgesetz eine bestimmte Formel, wie etwa die Makeham'sche aufstellen und dann durch Beobachtung die Konstanten ermitteln. Dies kann durch ein ganz mechanisches Verfahren geschehen[2]) oder mit Hülfe der Methode der kleinsten Quadrate, indem man dann vorerst die Konstanten durch eine vorläufige graphische oder mechanische Methode annäherungsweise bestimmt. Ist nun die Formel des Sterblichkeitsgesetzes $u_x = F(x, a, b, c \ldots)$, wo a, b, c u. s. w. die Konstanten sind, und bezeichnet man die Differenzen der berechneten (u_x) und beobachteten Werte (y_x) mit ε_x, so dass $\varepsilon_x = u_x - y_x$, dann kann man die Bedingung aufstellen, dass

$$\Sigma\left(\frac{\varepsilon_x}{m_x}\right)^2 = \text{Minimum},$$

wo m_x den mittleren Fehler der betreffenden Beobachtung, also den Massstab des Genauigkeitsgrades derselben bezeichnet. Es sei nun $a = a' + \delta a$, $b = b' + \delta b$ u. s. w., wo a', b' u. s. w. die vorläufigen Werte der Konstanten sind, und δa, δb u. s. w. die kleinen für sie anzubringenden Korrektionen, dann hat man, um die Minimumsbedingung zu erfüllen

1) Ueber eine neue mechanische Ausgleichungsmethode. (Transact. of the second international Actuarial Congress 1899.)

2) Vgl. Institute of Actuaries' Textbook II, 1887, p. 78 ff.

$$\Sigma (F(x, a' + \delta a, b' + \delta b \ldots) - y_x)^2 \frac{1}{m_x^2} = \text{Minimum}$$

also annäherungsweise

$$\Sigma (F(x, a', b' \ldots) - y_x + \frac{df}{da}\delta a + \frac{df}{db}\delta b + \ldots)^2 \frac{1}{m_x^2} = \text{Minimum} \quad (49)$$

Dies giebt folgendes System von Gleichungen:

$$\left.\begin{array}{l} \Sigma \frac{1}{m_x^2} (F(x, a', b' \ldots) - y_x + \frac{df}{da}\delta a + \frac{df}{db}\delta b + \ldots) \frac{df}{da} = 0 \\ \Sigma \frac{1}{m_x^2} (F(x, a', b' \ldots) - y_x + \frac{df}{da}\delta a + \frac{df}{db}\delta b + \ldots) \frac{df}{db} = 0 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \end{array}\right\} \quad (50)$$

aus welchem man die gesuchten Korrektionen δa, δb u. s. w. und folglich a, b u. s. w. bestimmen kann. Ist man mit dieser Ausgleichung noch nicht zufrieden, so wird man die gefundenen Werte a, b . . als Approximationen betrachten und die Rechnung nochmals durchführen.

Aus praktischen Gründen wird es wohl schwierig sein, dieser an und für sich vorzüglichen Methode zum Siege zu verhelfen, weil die Anwendung derselben trotz aller bei der Aufstellung der Formeln und Durchführung der Berechnungen aufgewandten Genialität doch schliesslich zu zeitraubend ist, um bei den gewöhnlichen Sterbetafeln, die oft nur eine höchst beschränkte Verwendung finden, gerechtfertigt zu sein. Eben weil die Auffindung einer sozusagen naturgesetzlichen Sterblichkeitsformel dem Problem der Quadratur des Zirkels gleicht, wird ein jeder Forscher, der sich mit dieser Frage beschäftigt, in der Regel ganz naturgemäss danach streben, eine neue Sterblichkeitsformel aufzustellen, namentlich um das verführerische Problem zu lösen, eine einheitliche Formel nicht nur für das erwachsene Alter sondern gleichzeitig auch für das Kindesalter aufzustellen. Solange dies nicht gelungen ist, wird schon aus diesem Grunde noch viele Arbeit auf derartige Versuche verwendet werden, denen nur die wenigsten gewachsen sind. Die meisten anderen hier besprochenen Methoden werden dagegen in sehr kurzer Zeit durchgeführt werden können; und da die neuen in Vorschlag gebrachten nun wirklich eine solche Vollkommenheit erreicht haben, dass man die erzielte Ausgleichung als sehr gut bezeichnen darf und die durch verschiedene Methoden ausgeglichenen Tafeln einander sehr nahe kommen, so wird man sich in der Regel vorläufig bei ihnen bescheiden dürfen. Dass man übrigens einen jeden Fortschritt in der Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate auf eine mathematische Formel der Sterblichkeit dankbar begrüssen muss und dass man also auch in der Zukunft derartige Tafeln als Errungenschaften der mathematischen Statistik zu betrachten hat, soll durch das hier Entwickelte keineswegs ausgeschlossen werden.

Im Kampfe ums Dasein der verschiedenen Methoden hat aller Wahrscheinlichkeit nach das Ideale der Methode der kleinsten Quadrate eine wesentliche Bedeutung gehabt, indem es zu eifriger Thätigkeit zur Vervollkommnung der elementaren Methoden angespornt hat. Wer mit der Abstufung der älteren Sterbetafeln vertraut ist, wird nicht umhin können, die bedeutenden Fortschritte in dieser Beziehung hoch zu schätzen.

Sechstes Kapitel.

Alter, Geschlecht und Civilstand.

1. In der Einleitung ist schon der allgemeine Verlauf der Sterblichkeit nach dem Alter beschrieben worden. Um jetzt näher auf die Frage einzugehen, greife ich zwei Sterbetafeln heraus und nehme die für England-Wales 1881—90[1]) und die für Norwegen 1881/82 bis 1891/92[2]). Die erste dieser Tafeln wurde, wie es scheint, nach ähnlicher Methode wie Farr's Lifetable von 1864 berechnet, indem für gewisse Altersjahre die Sterblichkeit bestimmt und nachher durch Interpolation die Zwischenwerte berechnet wurden, wodurch eine recht starke Ausgleichung resultiert. In der norwegischen Tafel sind nur einige Zahlen ausgeglichen worden und die durch zufällige Ursachen veranlassten Unebenheiten daher nur teilweise verschwunden; auf der anderen Seite gestattet dieser Umstand einen klareren Einblick in die Einzelbewegungen, weil bei der erwähnten Ausgleichung auch mehr typische Wellenbewegungen zum Verschwinden gebracht werden.

(S. Tabelle p. 207 u. 208.)

Wenn man nun diese Tafeln ins Auge fasst, so bestätigen sich sofort die im Kapitel I gemachten Erfahrungen über den allgemeinen Verlauf der Sterblichkeit nach dem Alter (vgl. p. 14 f.). Es wird daher nicht notwendig sein, die dort angestellten Betrachtungen zu wiederholen.

Die Sterblichkeit im zarten Kindesalter soll später Gegenstand einer besonderen Darstellung werden. Hier möge nur auf die bestehenden grossen quantitativen Unterschiede aufmerksam gemacht werden; während aus einer Anzahl norwegischer lebendgeborener Mädchen nur ein Sechstel vor dem 5. Lebensjahr sterben, stirbt in England unter den Knaben ein Viertel. Sonst aber hat die Bewegung der Sterblichkeit ganz denselben Charakter.

Für alle Tafeln ist ferner gemeinschaftlich, dass das Minimum der Sterblichkeit zwischen 10 und 15 Jahren erreicht wird. Etwas befremdend ist jedoch die ungemein niedrige Sterblichkeit nach der englischen Tafel in diesen Altersjahren. Für Mädchen beträgt sie im Alter von 11 Jahren nur 1,56 pro Mille, für Knaben 1,77. Eine so niedrige Sterblichkeit dürfte in allgemeinen Bevölkerungen äusserst selten sein. Die fraglichen Zahlen scheinen von einer etwas zu starken Ausgleichung herzurühren. Die Intensität der Sterblichkeit unter Knaben im Alter 10—15 war nach Angaben in demselben Bande 2,939 pro Mille, unter Mädchen 3,095,

---

1) Supplement to the Fifty-Fifth Annual Report of the Registrar General of Births, Deaths and Marriages in England, I. London 1895.

2) Livs-og Dödstabeller for det Norske Folk. Kristiania 1898.

Alter (Jahre)	Ueberlebenstafel: Von 100 000 Lebendgeborenen waren im Alter x noch am Leben				Von 100 000 im Alter x Lebenden starben binnen Jahresfrist				Fernere mittlere Lebensdauer in Jahren			
	England		Norwegen		England		Norwegen		England		Norwegen	
	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.
0	100000	100000	100000	100000	16 104	13 113	10 492	8 974	43,66	47,18	48,73	51,21
1	83 896	86 887	89 508	91 026	5 730	5 271	3 597	3 483	50,97	53,24	53,40	55,23
2	79 089	82 307	86 288	87 856	2 383	2 300	2 197	2 145	53,04	55,18	54,38	56,21
3	77 205	80 414	84 392	85 971	1 539	1 513	1 644	1 693	53,32	55,46	54,59	56,43
4	76 017	79 197	83 005	84 516	1 141	1 102	1 362	1 327	53,15	55,31	54,49	56,39
5	75 149	78 324	81 874	83 394	832	786	1 077	1 090	52,75	54,92	54,24	56,15
6	74 524	77 709	80 992	82 485	600	552	869	891	52,19	54,35	53,82	55,76
7	74 077	77 280	80 288	81 750	432	385	704	749	51,50	53,65	53,29	55,26
8	73 757	76 982	79 723	81 138	316	273	611	641	50,73	52,85	52,67	54,67
9	73 524	76 771	79 236	80 618	239	204	515	568	49,88	52,00	51,99	54,02
10	73 348	76 615	78 828	80 160	195	167	471	529	49,00	51,10	51,25	53,32
11	73 204	76 487	78 457	79 736	177	156	454	484	48,10	50,19	50,49	52,60
12	73 075	76 368	78 101	79 350	181	167	441	473	47,18	49,26	49,72	51,86
13	72 942	76 240	77 757	78 975	203	197	450	481	46,27	48,35	48,94	51,10
14	72 794	76 090	77 407	78 595	240	241	453	506	45,36	47,44	48,16	50,35
15	72 619	75 906	77 056	78 197	287	295	505	523	44,47	46,55	47,38	49,60
16	72 411	75 683	76 667	77 788	338	351	552	527	43,59	45,69	46,61	48,86
17	72 166	75 417	76 244	77 378	386	401	651	546	42,74	44,85	45,87	48,11
18	71 888	75 115	75 748	76 956	425	441	775	560	41,90	44,03	45,17	47,38
19	71 582	74 783	75 161	76 525	456	469	854	564	41,08	43,22	44,51	46,64
20	71 256	74 432	74 519	76 093	480	489	912	594	40,27	42,42	43,89	45,90
21	70 914	74 068	73 839	75 641	502	506	958	624	39,46	41,63	43,30	45,17
22	70 558	73 694	73 132	75 169	526	524	1 006	635	38,66	40,84	42,71	44,45
23	70 187	73 307	72 396	74 692	557	550	987	640	37,86	40,05	42,14	43,73
24	69 796	72 904	71 681	74 214	594	583	936	680	37,07	39,27	41,55	43,01
25	69 381	72 479	71 010	73 709	636	621	913	710	36,28	38,50	40,94	42,30
26	68 939	72 029	70 362	73 186	679	658	905	709	35,51	37,73	40,31	41,60
27	68 471	71 555	69 725	72 667	719	694	884	753	34,75	36,98	39,68	40,90
28	67 979	71 058	69 109	72 120	758	728	862	773	34,00	36,23	39,03	40,20
29	67 464	70 541	68 513	71 563	794	760	832	757	33,26	35,50	38,36	39,51
30	66 928	70 005	67 943	71 021	829	789	801	775	32,52	34,76	37,68	38,81
31	66 373	69 452	67 399	70 471	864	818	796	791	31,79	34,04	36,98	38,11
32	65 799	68 884	66 863	69 914	900	845	803	840	31,06	33,31	36,27	37,41
33	65 207	68 302	66 326	69 327	937	872	784	853	30,34	32,59	35,56	36,72
34	64 596	67 707	65 806	68 736	977	898	729	830	29,62	31,88	34,84	36,03
35	63 965	67 099	65 326	68 165	1 019	924	775	877	28,91	31,16	34,09	35,33
36	63 313	66 479	64 820	67 567	1 062	950	855	883	28,20	30,45	33,35	34,64
37	62 641	65 848	64 266	66 970	1 107	975	832	872	27,50	29,73	32,63	33,94
38	61 947	65 206	63 731	66 386	1 155	1 000	834	887	26,80	29,02	31,90	33,24
39	61 231	64 554	63 199	65 797	1 206	1 026	849	883	26,11	28,31	31,17	32,53
40	60 492	63 891	62 662	65 216	1 260	1 053	872	886	25,42	27,60	30,43	31,81
41	59 730	63 219	62 116	64 638	1 315	1 082	912	918	24,74	26,89	29,70	31,09
42	58 945	62 535	61 550	64 045	1 373	1 114	905	900	24,06	26,17	28,96	30,38
43	58 135	61 838	60 993	63 469	1 434	1 149	900	889	23,39	25,46	28,22	29,65
44	57 301	61 128	60 444	62 905	1 497	1 189	1 002	940	22,72	24,75	27,48	28,91
45	56 444	60 401	59 838	62 314	1 563	1 235	1 001	950	22,06	24,05	26,75	28,18
46	55 561	59 655	59 239	61 722	1 634	1 285	978	932	21,40	23,34	26,01	27,45
47	54 653	58 883	58 660	61 147	1 710	1 343	1 045	924	20,75	22,64	25,27	26,70
48	53 718	58 098	58 047	60 582	1 793	1 409	1 127	974	20,10	21,94	24,53	25,94
49	52 755	57 279	57 393	59 992	1 880	1 483	1 172	1 036	19,46	21,24	23,80	25,19
50	51 764	56 430	56 720	59 370	1 978	1 565	1 256	1 083	18,82	20,56	23,08	24,45
51	50 740	55 547	56 008	58 727	2 083	1 655	1 295	1 138	18,19	19,88	22,36	23,71
52	49 683	54 628	55 283	58 059	2 197	1 752	1 337	1 186	17,57	19,20	21,65	22,98
53	48 591	53 671	54 544	57 370	2 321	1 856	1 392	1 183	16,95	18,54	20,94	22,25
54	47 463	52 674	53 785	56 691	2 455	1 968	1 549	1 289	16,34	17,88	20,23	21,51

Alter (Jahre)	Ueberlebenstafel: Von 100 000 Lebendgeborenen waren im Alter x noch am Leben				Von 100 000 im Alter x Lebenden starben binnen Jahresfrist				Fernere mittlere Lebensdauer in Jahren			
	England		Norwegen		England		Norwegen		England		Norwegen	
	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.	M.	Fr.
55	46 298	51 638	52 952	55 960	2 602	2 090	1 669	1 403	15,74	17,23	19,54	20,79
56	45 093	50 558	52 068	55 175	2 763	2 223	1 681	1 364	15,15	16,58	18,86	20,07
57	43 848	49 434	51 193	54 422	2 940	2 369	1 714	1 399	14,57	15,95	18,17	19,35
58	42 558	48 263	50 316	53 661	3 138	2 530	1 847	1 527	13,99	15,32	17,48	18,61
59	41 223	47 042	49 387	52 842	3 355	2 707	1 988	1 647	13,43	14,71	16,80	17,89
60	39 840	45 768	48 405	51 972	3 592	2 902	2 135	1 791	12,88	14,10	16,13	17,18
61	38 409	44 440	47 372	51 041	3 848	3 116	2 275	1 907	12,34	13,51	15,47	16,49
62	36 931	43 055	46 294	50 068	4 121	3 351	2 506	2 136	11,81	12,93	14,82	15,80
63	35 409	41 612	45 134	48 999	4 412	3 608	2 773	2 434	11,30	12,36	14,19	15,13
64	33 847	40 111	43 882	47 806	4 723	3 890	2 837	2 537	10,80	11,80	13,58	14,50
65	32 248	38 550	42 637	46 588	5 057	4 199	3 133	2 793	10,31	11,26	12,96	13,86
66	30 618	36 932	41 301	45 287	5 417	4 537	3 502	3 050	9,83	10,73	12,36	13,25
67	28 959	35 256	39 855	43 906	5 809	4 906	3 674	3 185	9,36	10,22	11,79	12,65
68	27 277	33 527	38 391	42 508	6 235	5 309	3 968	3 467	8,91	9,72	11,22	12,05
69	25 576	31 747	36 868	41 034	6 697	5 748	4 211	3 685	8,47	9,24	10,67	11,46
70	23 863	29 922	35 315	39 522	7 200	6 225	4 600	4 013	8,04	8,77	10,11	10,88
71	22 145	28 059	33 691	37 936	7 748	6 744	5 033	4 270	7,63	8,32	9,58	10,32
72	20 429	26 167	31 995	36 316	8 344	7 306	5 508	4 671	7,23	7,88	9,06	9,75
73	18 725	24 255	30 233	34 620	8 991	7 915	6 173	5 225	6,84	7,47	8,55	9,21
74	17 041	22 335	28 367	32 811	9 694	8 571	6 810	5 953	6,46	7,06	8,08	8,69
75	15 389	20 421	26 435	30 858	10 458	9 279	7 319	6 515	6,10	6,68	7,64	8,20
76	13 780	18 526	24 500	28 848	11 284	10 040	8 081	6 923	5,76	6,31	7,20	7,74
77	12 225	16 666	22 520	26 851	12 178	10 856	8 724	7 638	5,43	5,96	6,79	7,28
78	10 736	14 857	20 555	24 800	13 143	11 729	9 344	8 368	5,11	5,63	6,39	6,84
79	9 325	13 114	18 634	22 725	14 183	12 662	10 206	9 181	4,81	5,31	6,00	6,42
80	8 002	11 454	16 732	20 639	15 301	13 657	11 361	10 338	4,52	5,00	5,63	6,01
81	6 778	9 889	14 831	18 505	16 500	14 715	12 175	11 177	4,25	4,72	5,28	5,65
82	5 660	8 434	13 025	16 437	17 783	15 837	13 115	11 939	3,99	4,44	4,95	5,30
83	4 653	7 099	11 317	14 475	19 152	17 025	14 673	13 353	3,74	4,19	4,62	4,95
84	3 762	5 890	9 656	12 542	20 609	17 280	16 100	15 011	3,51	3,94	4,33	4,64
85	2 987	4 813	8 101	10 659	22 155	19 602	17 716	16 268	3,29	3,71	4,07	4,37
86	2 325	3 870	6 666	8 925	23 791	20 991	19 016	17 009	3,08	3,49	3,84	4,12
87	1 772	3 058	5 398	7 407	25 518	22 449	20 452	18 805	2.89	3,29	3,62	3,87
88	1 320	2 371	4 294	6 014	27 334	23 974	21 843	20 260	2,70	3,10	3,43	3,65
89	959	1 803	3 356	4 796	29 238	25 565	22 668	20 439	2,53	2,92	3,26	3,46
90	679	1 342	2 595	3 816	31 228	27 228	24 753	22 567	2,37	2,75	3,07	3,23
91	467	977	1 953	2 955	33 301	28 943	24 647	23 787	2,22	2,59	2,93	3,02
92	311	694	1 472	2 252	35 454	30 726	26 179	26 633	2,08	2,44	2,74	2,81
93	201	481	1 087	1 652	37 681	32 568	28 778	27 290	1,95	2,30	2,54	2,66
94	125	324	774	1 201	39 976	34 467	30 000	27 250	1,83	2,17	2,37	2,49
95	75	212	542	874	42 334	36 419	33 471	31 676	1,72	2,05	2,19	2,25
96	43	135	361	597	44 747	38 420	32 792	32 358	1,61	1,93	2,06	2,07
97	24	83	243	404	47 206	40 466	33 333	36 800	1,51	1,82	1,84	1,84
98	13	50	162	255	49 703	42 552	44 628	44 978	1,42	1,72	1,52	1,64
99	6	28	90	140	52 227	44 674	49 206	42 538	1,33	1,63	1,37	1,62
100	3,0	15,7	46	80	54 770	46 825	52 158	45 090	1,24	1,54	1,27	1,53
101	1,4	8,4	22	44	57 319	48 999	55 287	47 795	1,13	1,45	1,18	1,41
102	0,6	4,3	10	23	59 863	51 192	58 604	50 663	0,98	1,37	1,10	1,26
103	0,2	2,1	4	11	62 392	53 395	62 120	53 703	0,69	1,28	1,25	1,09
104	0,1	1,0	2	5	—	55 603	65 847	56 925	—	1,17	1,00	0,80
105	—	0,4	1	2	—	57 808	100000	60 341	—	1,01	1,00	0,50
106	—	0,2	0	1	—	60 003	—	100000	—	0,70	—	—
107	—	0,1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

während man nach der oben angeführten Tafel etwa 1,99 und 1,86 erhalten würde.

Etwa vom 11. bis 12. Jahre an steigt nun wieder die Sterblichkeit, häufig jedoch unter Wellenbewegungen, namentlich für das männliche Geschlecht. Dies tritt in der stark ausgeglichenen englischen Tafel nicht hervor, kommt aber für Norwegen zum Vorschein, indem das Alter 20—24 mehr gefährdet ist als 30—34. Als Erklärung dieser Thatsache hat Kjær 1888 auf den Einfluss des Eintretens in den Ehestand aufmerksam gemacht[1]). Sowohl in Schweden wie in Norwegen ist im ganzen unter ledigen wie unter verheirateten Männern die Sterblichkeit eine mit dem Alter zunehmende; da aber die Sterblichkeit der Ledigen bedeutend grösser ist als die der Verheirateten, so wird das massenhafte Eintreten in den Ehestand eine Erniedrigung der Sterblichkeit bei der Gesamtbevölkerung bewirken können.

In der Regel ist die mittlere Lebenserwartung der Frauen in allen Altersklassen grösser als die der Männer, und dies bestätigt sich auch hier. Bei der Geburt ist in Norwegen der Unterschied 2½, in England 3½ Jahre; später nimmt er ab, aber die grosse Differenz der Sterblichkeit in den älteren Jahren bewirkt doch ein Uebergewicht für die Frauen selbst in den Altersjahren, wo sie ungünstigere Gesundheitsverhältnisse haben.

Bisweilen sieht man die Minimalsterblichkeit beim weiblichen Geschlecht etwas früher eintreten als beim männlichen, was man vielleicht damit in Verbindung bringen darf, dass die Pubertätsentwickelung bei den Mädchen früher vor sich geht als bei den Knaben. Ich werde weiter unten auf diese Frage zurückkommen (vgl. namentlich p. 219 f.)

2. Betrachtet man die Sterblichkeit in ihrer Abhängigkeit von dem Alter, so wird man finden, dass die Zunahme von einem gewissen Alter ab eine sehr rasche ist, und zwar mit einer merklichen Acceleration. Ein 30jähriger Mann hatte in England eine Wahrscheinlichkeit zu sterben gleich 0,829 Proz.; nach 16 Jahren war dieselbe etwa doppelt so gross, nämlich 1,634 Proz.; von 46 Jahren an brauchte die Sterblichkeit aber kaum 13 Jahre, um sich zu verdoppeln (3,355 Proz. bei 59 Jahren), von 59 Jahren nur 10 Jahre, um auf das Doppelte (6,697 Proz.) zu steigen. Von nun (69 Jahr) geht die Verdoppelung in 9 Jahren vor sich (13,143 Proz. im Alter 78), braucht aber nachher gegen 10 Jahre, indem bei 88 Jahren die Sterblichkeit 27,334 Proz. ist, und dann sogar 12 Jahre, indem für 100 Jahre 54,770 Proz. angegeben wird. Ueberhaupt scheint nach mehrfachen Beobachtungen die Zunahme der Sterblichkeit in sehr hohem Lebensalter ins Stocken zu geraten, als ob das schwache Licht, dem Verlöschen nahe, mit gleichbleibender Kraft brännte, die sehr alten Leute gewissermassen alle dieselbe Sterblichkeit hätten.

In der Regel behandelt man nun das Greisenalter sehr summarisch. Hat man die Sterbetafel ausgeglichen, so wird man vielleicht für die höchsten Altersklassen eine gewisse jährliche Zunahme als hypothetische Unterlage benutzen. Die folgenden Zahlenreihen mögen als Beispiel dienen; sie geben die ausgeglichenen und unausgeglichenen Sterbewahrscheinlichkeiten der Männer nach der deutschen Reichstafel 1871—81.

1) Livs og Dödstabeller 1888, LXVI f.

Alter	ausgeglichen	nicht ausgeglichen
90 Jahre	0,32	0,30
91 „	0,33	0,28
92 „	0,35	0,27
93 „	0,37	0,26
94 „	0,38	0,26
95 „	0,40	0,25
96 „	0,42	0,24
97 „	0,44	0,25
98 „	0,47	0,28
99 „	0,49	0,29
100 „	0,52	0,34

Die unausgeglichenen Zahlen lassen also keine deutliche Zunahme hervortreten, wogegen die ausgeglichenen Wahrscheinlichkeitswerte recht rasch zunehmen.

Nun können diese Erscheinungen zweierlei Erklärungen finden. Einmal können den Beobachtungen fehlerhafte Altersangaben anhaften. Wie wir im vorigen Kapitel gesehen haben, werden fehlerhafte Altersangaben, die in jüngeren Altersjahren relativ unschädlich sind, in höheren Altersjahren leicht zu Fehlschlüssen führen. Nach der norwegischen Tafel sollen im Alter 70 35315 von 100000 Lebendgeborenen (Männern) am Leben sein. Von diesen würden nach 10 Jahren 16732 leben, im Alter 90 2595 und im Alter 100 46. Es seien diese Zahlen ein Ausdruck für den Altersaufbau der Bevölkerung. Denken wir uns nun, dass 1 pro Mille der 70jährigen sich fälschlich als 90jährig bezeichnet hätten, so würde die Zahl der 90jährigen von 2595 auf 2630 steigen. Dieser Fehler ist von untergeordneter Bedeutung; aber nach 10 Jahren würden statt 46 Personen 63 als 100jährig verzeichnet werden, 2 Jahre später 23 statt 10 und nach 15 Jahren 10 Personen statt 2 als 105jährig. Die Wahrscheinlichkeit, vor einem Jahre zu sterben, würde für eine 90jährige Person fast unverändert bleiben, für eine 95jährige etwa 32% statt 33%, für eine 100jährige 41 statt 52% sein, und für eine 102jährige würde die Sterblichkeit auf etwa $\frac{1}{3}$ sinken, während die Sterbetafel fast $\frac{2}{3}$ voraussetzt[1]). Man würde also, selbst wo die Sterbetafel faktisch eine Zunahme nachwies, eine in den extremen Altersjahren abnehmende Sterblichkeit beobachten.

Mehrere statistische Bureaus haben genaue Nachforschungen angestellt, um die Fehler in den Altersangaben zu beseitigen (vgl. oben p. 132). So hat das schweizerische eidgenössische Bureau die 90jährigen über einen 4jährigen Zeitraum vom 1 · 12 · 1888 bis 3 · 12 · 1892 verfolgt[2]). Im ganzen wurden 493 gezählt, die am 1. Dezember 1888 ihren 90jährigen Geburtstag hinter sich hatten. Von diesen waren 16 vor dem 1. Januar 1889 verstorben und eine war nicht mehr konstatierbar, 3 Personen wanderten in der Beobachtungsperiode aus, zwei von diesen schon 1889, die dritte zu unbekanntem Zeitpunkte. Da diese 4 Beobachtungen so geringfügig gegenüber den übrigen sind, habe ich sie einfach weggelassen. Es bleiben somit 473 Personen, nämlich 221 Männer und 252 Frauen; das Uebergewicht des weiblichen Geschlechts ist also nicht gross.

---

1) Vgl. Westergaard, Mortality in Extreme Old Age. Economic Journal 1899.
2) Statistique de la Suisse: Les Résultats du Recensement Féderal du 1. Dec. 1888, II, Berne 1893.

Die Ergebnisse sind nun in den Hauptzügen folgende:

	Am Anfang des Jahres lebten	Im Laufe des Jahres starben im ganzen	Von 100 Lebenden
1889	473	176	37,2
1890	297	102	34,3
1891	195	78	40,0
1892	117	48	41,0
Zusammen	1082	404	37,34

Die Männer hatten eine Sterblichkeit gleich 38,4%, die Frauen 36,5%, also kein grösserer Unterschied; es wird kaum von Belang sein, ob man jedes Geschlecht für sich behandelt oder nicht. Benutzt man nun die Zahl 37,34, um die Anzahl der Sterbefälle in jeder Altersklasse zu budgetieren, so ergeben sich folgende Zahlen:

Alter am Anfang des Jahres	Sterbefälle nach Erfahrung	Sterbefälle nach Berechnung	Von 100 Lebenden starben im Laufe des Jahres
90—92	228	238	36
93—95	151	144	39
96 und darüber	25	22	42
Zusammen	404	404	37

Die Sterblichkeit scheint also nach diesen Beobachtungen mit dem Alter nicht sehr zuzunehmen; da aber die Zahl der Beobachtungen für die älteste Altersklasse zu klein ist, wird es notwendig sein, andere Beobachtungen heranzuziehen. Für Schweden, wo auch genaue Nachforschungen angestellt werden[1]), hat man nun folgende Beobachtungen über die Sterblichkeit für beide Geschlechter zusammen:

Alter	Von 100 Personen starben im Laufe des Jahres unausgeglichen	ausgeglichen	Alter	Von 100 Personen starben im Laufe des Jahres unausgeglichen	ausgeglichen
90 Jahre	28	28	98 Jahre	43	45
91 „	30	29	99 „	44	47
92 „	30	31	100 „	46	49
93 „	34	34	101 „	37	51
94 „	37	37	102 „	56	54
95 „	38	39	103 „	36	55
96 „	41	41	104 „	77	60
97 „	41	43			

Ueber 99 Jahre hinaus sind die Zahlen sehr schwankend und unsicher; jedenfalls deuten sie darauf hin, dass die Sterblichkeit nicht auffallend zunimmt.

In Norwegen scheinen ungemein viele Leute ein hohes Alter zu erreichen. Anlässlich der Volkszählung vom 1. Januar 1891 hat das statistische Centralbureau eine ausführliche Liste der 323 Personen mitgeteilt, welche als 95 Jahre alt oder darüber verzeichnet worden waren[2]), zugleich mit den Ergebnissen genauer Nachforschungen über das wirkliche Alter und den Zeitpunkt des Todes, falls derselbe vor dem 31. Dezember 1895 eingetroffen war. Diese Ermittelungen wurden später nochmals korrigiert, und im ganzen scheint ein zuverlässiges Material zu stande gekommen zu sein. Unter den 323 Personen (111 Männer und 212 Frauen) hatte ungefähr $\frac{1}{3}$ das Alter unrichtig und zwar am häufigsten zu hoch ange-

1) Befolkningsstatistik Ny följd XXXII, 3. 1895.

2) Vgl. Norges officielle Statistik Tredie Række Nr. 278, 1897 (und Nr. 284, 1898).

geben, eine derselben sogar um 12 Jahre; immerhin war für sämtliche 323 Personen das Alter nur um durchschnittlich etwa 10 Monate zu hoch gegriffen. Nun ist es denkbar, dass einige Personen 95 Jahr alt waren, aber sich irrigerweise als jünger angegeben haben; der Fehler in der Altersangabe ist also vielleicht sogar kleiner als 10 Monate; da aber die Uebertreibung des Alters weitaus am häufigsten ist, so dürfte jene Fehlerquelle wahrscheinlich nur unbedeutend sein, und man greift wohl nicht weit an der Wahrheit vorbei, wenn man den durchschnittlichen Altersfehler auf 10 Monate bemisst.

Verfolgt man nun die betreffenden Personen von dem Augenblick nach der Zählung an, wo sie 95 Jahre erreichten, oder, falls sie schon 95 Jahre alt waren, vom 1. Januar 1891 an, und erstreckt man die Beobachtungen über den ganzen Zeitraum bis zum 31. Dezember 1895, so kann man einen Ueberblick über die Sterblichkeitsverhältnisse der norwegischen Greise gewinnen. Aus praktischen Rücksichten habe ich die Sterblichkeit nach Vierteljahren untersucht, indem ich eine jede Person von dem ersten Vierteljahrsgeburtstag, wo sie 95 Jahre alt wurde, bis zum letzten im Jahre 1895, falls sie nicht früher starb, unter Beobachtung stellte. Wenn ein Mann z. B. am 1. Februar 1790 geboren war, wurde er vom 1. Februar 1891 bis 31. Oktober 1895 beobachtet, also im ganzen 19 Vierteljahre. Falls ein Todesfall vor dem ersten Vierteljahrsgeburtstag eintraf oder nach dem letzten, wurde derselbe also nicht mitgerechnet.

Im ganzen traten während der Beobachtungsperiode 229 Todesfälle ein, 82 bei Männern und 147 bei Frauen; ein Vierteljahr wurde unter der gemachten Voraussetzung 2457mal angefangen (756 von Männern, 1701 von Frauen), so dass also etwa 9% der am Anfang eines Vierteljahrs Lebenden binnen Ablauf desselben starben (Männer 10,6, Frauen 8,6); ungefähr ein Drittel der betreffenden Personen würde nach diesen Beobachtungen vor Jahresfrist gestorben sein, was nicht übel mit den oben für andere Länder angeführten Erfahrungen übereinstimmt. Der Unterschied der Sterblichkeit der beiden Geschlechter ist nicht auffallend gross; interessant im Gegensatz zu der Schweiz ist aber die grosse Ueberzahl der Frauen. In der folgenden Uebersicht sind beide Geschlechter zusammengefasst:

Alter	Anzahl Lebender am Anfang eines Vierteljahrs	Anzahl der Todesfälle	Von 100 Personen starben im Laufe des folgenden Vierteljahrs
95 Jahre	292	33	11
96 „	456	44	10
97 „	458	38	8
98 „	426	47	11
99 „	327	28	9
100 „	205	22	11
101 „	114	5	
102 „	76	6	
103 „	46	2	6
104 „	37	1	
105 „	18	3	
106 „	2	0	
	2457	229	9

Die Beobachtungen sind allerdings wenig zahlreich, scheinen jedoch durchaus die obigen Erfahrungen zu bestätigen, dass die Sterblichkeit an der Grenze des Lebens keineswegs stark zunimmt, sondern eher abnimmt oder doch konstant bleibt.

Nun ist allerdings hier eine Fehlerquelle darin vorhanden, dass die Sterblichkeit von Jahr zu Jahr sehr veränderlich ist. 1891 und 1892 waren verhältnismässig ungünstiger für die Greise als 1893—94, und da die beobachteten Personen während dieses Zeitraums älter geworden sind, kann es nicht wunder nehmen, wenn man zu den oben genannten Ergebnissen gelangt. Es lässt sich aber eine Probe hierüber anstellen, indem man die Sterbefälle besonders berücksichtigt, welche in jeder dieser Zeitstrecken eintraten. In den ersten 4 Vierteljahren war die Sterblichkeit für alle Alter zusammen 10,37%, in den folgenden 11,20 bezw. 6,82, 6,60 und 8,70. Nun kann man mit Hülfe dieser Zahlen in jeder Zeitstrecke die Sterbezahlen, die zu erwarten sind, budgetieren und mit den faktisch eingetroffenen Zahlen vergleichen, indem man gleichzeitig die Beobachtungen nach Altersklassen zerlegt.

Das Resultat wird aus folgender Uebersicht erhellen:

Alter	Anzahl der Sterbefälle nach	
	Beobachtung	Erwartung
95 und 96 Jahre	77	77,5
97 „ 98 „	85	81,3
99 „ 100 „	50	45,5
101 „ darüber	17	24,8

Die Ergebnisse deuten nach wie vor darauf hin, dass die sehr alten Greise eine verhältnismässig kleine Sterblichkeit haben.

Die gefundenen Zahlen sollen nun keineswegs als endgültige Wahrscheinlichkeitswerte gelten; am Schluss der Beobachtungsperiode war die Anzahl der 100jährigen 2—3mal so gross wie am Anfang derselben, und die betreffenden Jahre scheinen somit im ganzen günstige gewesen zu sein. Dies dürfte aber kaum von Einfluss auf die Schlussfolgerung mit Rücksicht auf das Alter sein.

Nun ist es nicht unmöglich, unter besonderen Umständen ähnliche abnehmende oder konstante Sterblichkeitsreihen zu beobachten. Ich werde weiter unten Gelegenheit haben, die Sterblichkeit der pensionierten Beamten zu behandeln; es zeigt sich z. B. für die dänischen Geistlichen, dass die ersten Jahre nach dem Rücktritte vom Amte gefährlicher waren als die späteren (während der ersten 5 Jahre 9,9% jährlich, in den folgenden 5 Jahren nur 8,3%), trotzdem dass die Emeriten in diesem Zeitraume älter geworden waren. Das ruhige, zurückgezogene Leben wirkt also günstig, nachdem die ersten Jahre überstanden sind und die Betreffenden sich an die neuen Verhältnisse gewöhnt haben, bezw. die wegen Krankheit aus dem Amt Geschiedenen gestorben sind. Eben dies geschieht nun überall in der menschlichen Gesellschaft. Die Alten geben notgedrungen oder aus freiem Willen ihr aktives Leben auf und bringen dann den Abend des Lebens im Ruhestande zu; und die Zeit fliesst nun still dahin, ohne in der Regel ernstere Gemütsstörungen mit sich zu bringen; die Sorgen und Freuden, welche das Gleichgewicht in jungen Jahren stören, üben auf sie in der Regel nur einen geringen Einfluss aus; sie leben mehr vegetativ, und Geist und Körper werden nicht wie früher im Kampf des Lebens abgenutzt. Nur hin und wieder tritt ein gesundheitsstörender Einfluss auf, der dann bald das schwache Licht auslöscht.

Man darf wohl auch behaupten, dass die Menschen in höchst verschiedenem Alter senil werden. Beispielsweise sei angeführt, dass „Altersschwäche“ in Berlin 1896 im ganzen 1101mal als Todesursache angeführt

wurde; von den Betreffenden waren 93 60—70, 538 70—80 und 470 über 80 Jahre alt. Diese Zahlen haben allerdings keine endgültige Beweiskraft, geben aber jedenfalls einen Fingerzeig in der erwähnten Richtung. Es findet sozusagen eine Auslese statt; unter den 90jährigen Greisen giebt es vielleicht eine Anzahl solcher, deren Lebensfähigkeit mit derjenigen der 70- oder 80jährigen auf derselben Stufe steht und deren Vitalität also viel grösser ist als die der übrigen Gleichalterigen. Die letzteren sterben vielleicht bald ab, die ersteren bleiben zurück und geben mit ihren günstigen Lebenschancen der Sterblichkeit ein Gepräge, welches man sonst nicht erwartet hätte. Wenn die Sterblichkeit, wie in der Regel vorausgesetzt, stetig mit dem Alter zunähme, bis im hohen Lebensalter eine jährliche Sterblichkeit fast gleich 100 % erreicht würde, dann würden die beglaubigten Fälle der Langlebigkeit wie die eines Chevreuil oder Sir Moses Montefiore kaum denkbar sein, geschweige denn der, wie es scheint, recht zuverlässige Fall eines Drakenberg, der zu Bähuslän (früher zu Norwegen, jetzt zu Schweden gehörig) 1626 geboren, 1772, 146 Jahre alt starb; ein Mann, der sich im Alter von 111 Jahren verheiratete und noch als 130jähriger Witwer auf Freiersfüssen ging. Auch in jüngeren Perioden des Lebens geht diese Selektion vor sich, die Fünfzigjährigen haben alle eine verschiedene Vitalität, einige können vielleicht kaum als 40 Jahre alt gelten, andere wieder werden bald der Senilität verfallen, aber alle diese Fälle gehen doch im grossen Durchschnitt unter. Dies ist nicht der Fall am Abend des Lebens, dann ist, wie oben entwickelt, der Abgang so gross, dass es sehr fühlbar ist, ob eine selbst geringe Zahl der Greise faktisch als 10 oder 20 Jahre jünger aufzufassen ist, als ihrem Alter entspricht.

Jedenfalls ist diese Frage so neu und unbearbeitet, dass man sich vor voreiligen Schlüssen wohl hüten muss; es gilt neue zuverlässige und zahlreiche Beobachtungen anzustellen, ehe man definitiv ein Bild der Sterblichkeit in dieser äussersten Zone des menschlichen Lebens zeichnen darf.

3. Um den Verlauf der Sterblichkeit mit dem Alter zu verstehen, wird es jetzt notwendig sein auf die Todesursachen näher einzugehn. Ein tiefergehendes Studium der einzelnen Todesursachen wird allerdings hier nicht möglich sein, vielmehr muss in dieser Beziehung auf die medizinische Litteratur verwiesen werden.

Mit Rücksicht auf die Nomenklatur und die genaue Angabe der Todesursachen wurden in den letzten Dezennien bedeutende Fortschritte gemacht, und z. B. in der englischen Statistik wurden durch häufige Nachfragen betreffend zweifelhafte Fälle die statistischen Erhebungen vielfach verbessert und die Aerzte allmählich zu einheitlicher Arbeit erzogen. Eben deshalb wird es aber kaum möglich sein die Häufigkeit der Todesursachen von jetzt und früher zu vergleichen; und trotz aller aufgewandten Mühe sind auch gleichzeitige Erhebungen verschiedener Länder kaum vergleichbar. Ein Zeugnis für die Veränderlichkeit der Diagnose liegt z. B. in der englischen Statistik betreffend Croup und Diphtheritis: 1860—64 starben von 100 000 durchschnittlich jährlich 26 an Diphtheritis und 28 an Croup, 1893—97 28 bezw. 5; wie es scheint, geht eine grössere Anzahl von Fällen, die früher als Croup bezeichnet wurden, jetzt unter der Flagge der Diphtheritis[1]. Und was die Schwierigkeit internationaler Vergleichungen

[1] Sixtieth Annual Report of the Registrar General of Births Deaths and Marriages in England (1897). London 1899 p. XXIII.

betrifft, so genügt es, die Berliner Statistik mit derjenigen für England zusammenzuhalten. In England erheischen Diphtheritis und Croup weniger Opfer als Scharlach oder Masern; in Berlin ist aber das Umgekehrte der Fall, indem die ersteren beiden Todesursachen zusammen über 4mal so häufig auftreten wie Scharlach oder Masern.

Die beiden folgenden Tafeln geben an, wie viele Todesfälle an den einzelnen Krankheiten auf 1000 Lebende jeder Altersklasse 1881—90 jährlich in England-Wales kamen [1]).

(S. Tabelle p. 216 und 217.)

Eine Diskussion der Todesursachen im Kindesalter wird in einem späteren Kapitel Platz finden, ebenso der Todesfälle durch Selbstmord, Unglücksfall und Ermordung; ich will mich hier deshalb diesbezüglich ganz kurz fassen.

Ein Blick auf die Tafeln wird uns zeigen, wie ausserordentlich verschieden der Einfluss des Alters gegenüber den einzelnen angeführten Krankheitsgruppen ist. Einige Krankheiten, wie Masern oder Scharlach, treten nur selten im erwachsenen Alter als Todesursachen auf. Andere, wie Krebs, sind im Kindesalter sehr selten und gewinnen mit zunehmendem Alter an Häufigkeit. Wieder andere Krankheitsgruppen, wie Diarrhoe u. s. w. befallen sowohl die Kinder wie die Alten, spielen aber im erwachsenen kräftigen Alter eine unerhebliche Rolle, während eine Krankheitsgruppe wie Typhus etwa bei 20 Jahren kulminiert. Uebrigens kann man hier zweierlei Massstäbe anlegen. Einmal kann man die Intensität der Sterblichkeit an jeder Krankheit untersuchen; zweitens kann man die relative Häufigkeit der Krankheit gegenüber anderen Krankheiten berechnen. So erreichte die Lungenschwindsucht unter den Männern im Alter von 35—45 Jahren ihr Maximum mit 3562 Todesfällen auf eine Million lebende; diese Altersklasse ist also von der Phthisis faktisch mehr bedroht als das Alter um 20 Jahre herum, welches man häufig als das phthisische bezeichnet. Im Alter 20—25 starben nur 2333 von einer Million, aber relativ genommen, ist die Krankheit hier bedeutend augenfälliger als späterhin; denn 41 Proz. der Todesfälle im Alter 20—25 können dieser Krankheit zugeschrieben werden, im Alter 35—45 dagegen nur 29 Proz. Es wird sich oft empfehlen beide dieser Gesichtspunkte zu verwerten.

Eine ganz untergeordnete Rolle spielen heutzutage in den Krankenlisten die Pocken; nur 2—3 pro Mille der Gesamtsterblichkeit kommt auf Rechnung dieser Krankheit. Die Frauen, namentlich im vorgerückten Alter, scheinen dieser Todesursache etwas weniger ausgesetzt zu sein als die Männer; mit zunehmendem Alter nimmt die Häufigkeit etwas ab. Ueber den Einfluss der Impfung wird unten gesprochen werden. Masern, Scharlach, Keuchhusten und Diphtheritis sind alle wesentlich als Kinderkrankheiten aufzufassen, die im späteren Leben ihre Bedeutung verlieren. Relativ sind übrigens Scharlach und Diphtheritis am gefährlichsten im Alter von 5—10 Jahren, wo ein Siebentel der Verstorbenen von Scharlach allein hinweggerafft wird. Was die Masern betrifft, so dürfte die geringe Anzahl der im erwachsenen Alter Verstorbenen darauf zurückzuführen sein, dass nur verhältnismässig wenige sie nicht schon in jüngeren Jahren gehabt haben. Anders bei einer Krankheit wie Scharlach. Eine Untersuchung — allerdings auf etwas schwankendem Boden — für 1874—85

1) Vgl. Supplement to the Fifty Fifth Annual Report etc. Part I, 1895.

Männer.

Todesursache	Alle Alter	0—5 J.	5—10 J.	10—15 J.	15—20 J.	20—25 J.	25—35 J.	35—45 J.	45—55 J.	55—65 J.	65—75 J.	75 J. u. darüber
Pocken	52	82	35	25	42	70	72	59	43	28	26	30
Masern	468	3 271	262	19	6	5	3	3	2	1	1	1
Scharlach	346	1 712	758	148	43	23	16	10	5	2	4	1
Diphtheritis	158	688	373	84	35	19	15	13	14	19	17	15
Keuchhusten	418	3 066	100	3	1	1	0	0	1	1	1	2
Typhus und verwandte Krankheiten	252	189	207	216	331	369	304	243	221	220	195	142
Diarrhoe u. Dysenterie samt Cholera	728	4 683	50	15	14	21	33	56	110	317	920	2 728
Krebs	430	21	11	12	23	37	79	297	998	2 299	3 742	3 914
Phthisis	1 847	553	253	342	1 287	2 333	3 024	3 562	3 488	2 916	1 816	688
Andere tuberkulöse und skrophulöse Krankheiten	775	4 457	562	285	216	174	126	108	106	107	90	42
Diabetes mellitus	69	5	7	14	26	35	58	78	134	282	397	314
Krankheiten des Nervensystems	2 804	9 451	601	322	331	339	553	1 263	2 302	5 286	12 862	23 323
Krankheiten des Cirkulationssystems	1 548	146	138	221	313	325	566	1 398	2 698	5 888	12 664	20 336
Krankheiten des Respirationssystems	4 096	14 141	846	211	344	531	944	1 998	4 011	8 264	16 376	30 008
Krankheiten des Verdauungssystems	1 147	3 324	213	173	207	226	342	741	1 453	2 756	4 621	5 877
Krankheiten des Urinärsystems	556	215	109	66	93	141	237	494	917	1 826	4 139	7 475
Selbstmord	118	0	0	4	29	66	116	201	308	436	476	372
Andere gewaltsame Todesfälle	850	1 266	451	431	573	620	713	929	1 142	1 409	1 707	2 399
Andere Ursachen	3 556	14 418	359	348	383	377	532	892	1 332	2 607	10 115	64 516
Alle Todesursachen	20 218	61 688	5 335	2 939	4 297	5 712	7 733	12 345	19 285	34 664	70 169	162 183

Frauen.

Todesursache	Alle Alter	0—5 J.	5—10 J.	10—15 J.	15—20 J.	20—25 J.	25—35 J.	35—45 J.	45—55 J.	55—65 J.	65—75 J.	75 J. u. darüber
Pocken	38	77	30	27	40	49	43	29	22	14	10	12
Masern	414	2 992	280	26	8	8	8	5	2	1	1	1
Scharlach	322	1 627	765	158	40	28	28	14	3	3	2	1
Diphtheritis	167	693	474	115	37	21	19	18	13	16	16	9
Keuchhusten	480	3 672	155	5	2	0	0	1	0	1	1	4
Typhus und verwandte Krankheiten	220	191	235	252	311	256	225	202	169	164	157	120
Diarrhoe u. Dysenterie samt Cholera	623	4 012	57	18	16	26	41	64	104	287	893	2 472
Krebs	739	19	9	10	18	33	172	852	2 042	3 368	4 506	4 578
Phthisis	1 609	518	327	699	1 800	2 315	2 787	2 730	2 053	1 512	974	397
Andere tuberkulöse und skrophulöse Krankheiten	620	3 473	545	327	242	168	130	106	83	82	78	53
Diabetes mellitus	45	3	6	15	22	26	35	51	82	161	206	180
Krankheiten des Nervensystems	2 392	7 231	556	318	330	329	454	943	2 049	4 697	10 969	20 427
Krankheiten des Cirkulationssystems	1 602	122	160	295	354	388	616	1 295	2 455	5 558	11 807	17 764
Krankheiten des Respirationssystems	3 382	11 799	821	215	266	363	632	1 244	2 410	6 081	14 009	28 399
Krankheiten des Verdauungssystems	1 064	2 602	236	150	201	247	363	749	1 393	2 595	4 296	5 631
Krankheiten des Urinärsystems	318	171	75	57	85	134	215	384	568	955	1 489	1 706
Puerperalfieber und Kindbett	297	0	0	0	129	601	888	802	43	0	0	0
Selbstmord	37	0	0	3	33	39	42	64	84	91	85	52
Andere gewaltsame Todesfälle	310	1 019	199	88	87	76	96	145	236	385	756	2 236
Andere Ursachen	3 327	11 773	320	317	381	407	545	848	1 233	2 431	9 824	63 278
Alle Todesursachen	18 006	51 994	5 250	3 095	4 402	5 514	7 339	10 546	15 044	28 402	60 079	147 320

ergab als Resultat, dass, während die Sterblichkeit unter 100 Kindern (unter 1 Jahr), die von ihr befallen waren, etwa zwei Fünftel war, die Sterblichkeit der Erkrankten im erwachsenen Alter bis auf wenige Prozent sank; und wenn man dann annäherungsweise die Zahl der Personen in jeder Altersklasse berechnete, welche die Krankheit noch nicht gehabt hatten und also nicht „geschützt" waren, fand man, dass die Sterblichkeit auch unter dieser Voraussetzung sehr mit zunehmenden Alter abnahm; etwa drei Fünftel der Bevölkerung im Alter 20—25 sollten nach diesen Berechnungen die Krankheit noch nicht gehabt haben, und unter diesen war die jährliche Sterblichkeit nur etwa 0,1 pro Mille, im ersten Lebensjahre dagegen etwa $1\frac{1}{2}$ pro Mille, im zweiten ca. 4, und im 3. bis 4. sogar etwa $4\frac{3}{4}$ pro Mille [1]).

Im Gegensatze zu den erwähnten Krankheiten tritt Typhus (nebst gastrischem Fieber und dergl.) am heftigsten auf im erwachsenen Alter, und zwar, wie oben bemerkt, mit einem Maximum um 20 Jahre. Diese Krankheit scheint beim weiblichen Geschlecht etwas früher zu kulminieren als beim männlichen. Die Cholera (vgl. unten) hat seit 1866 in England-Wales nur eine sehr untergeordnete Stellung eingenommen; dagegen sind Diarrhoe und Dysenterie namentlich unter Kleinkindern häufig auftretende Krankheiten. Nach Erreichung des Minimums im 15. bis 20. Jahre steigt die Häufigkeit dieser Todesursachen mit dem Alter, und zwar rascher als die Sterblichkeit an sämtlichen Ursachen, ohne doch jemals solche Verheerungen anzurichten, wie im zarten Kindesalter.

Die hier angeführten Zahlen betreffend die Letalität des Scharlachfiebers können durch Berliner Erfahrungen ergänzt werden. Leider scheinen die Krankheitsmeldungen immer weit hinter der Wirklichkeit zurückzubleiben. Könnte man davon ausgehen, dass dieser Fehler unwesentlich ist, so würde man für 1896 unter Kindern im 1. Jahre eine Letalität gleich 0,6 finden, im 1. bis 5. Jahre gleich 0,2, im 5. bis 10. 0,09 und später nur einige Prozent. Einen ähnlichen Verlauf haben die Masern und die Diphtherie, während man für eine Krankheit wie Abdominaltyphus kaum einen Einfluss des Alters auf die Letalität nachweisen kann [2]).

Unter den epidemischen Krankheiten kann hier auch die Influenza genannt werden. Diese Krankheit tritt neuerdings erst seit 1890 mit grösseren Zahlen hervor; die englischen Sterbelisten verzeichnen für 1889 nur 55 Fälle dieser Art, während sie 1890 4523 Todesfälle an Influenza aufweisen, 1890 und 1891 sogar 16 686 bezw. 15 737, und seitdem ist diese Krankheit alljährlich recht stark vertreten, wenngleich unter grossen Schwankungen. Im Bericht für 1891 ist eine interessante Uebersicht über die Häufigkeit dieser Todesursache während der Epidemie 1890—91 und 1847—48 mitgeteilt. Nach dieser starben von einer Million in jeder Altersklasse jährlich

	1847—48	1890—91
im Alter 0— 5 Jahre	713	306
5—10 „	80	55
10—15 „	49	46
15—25 „	51	115
25—35 „	79	197
35—45 „	139	347
45—55 „	284	595

1) Forty-Ninth Report etc. (1886), London 1887, p. XIV f.
2) Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin XXIII, 1898, p. 87 f., 104 f.

	1847—48	1890—1891
im Alter 55—65 Jahre	809	1 060
65—75 „	2 372	1 985
75—85 „	5 510	3 355
85 und darüber	11 243	4 821

Die Krankheit nimmt somit vom Alter 10—15 mit dem Alter an Gefährlichkeit bedeutend zu und ist für das Greisenalter eine recht häufige Todesursache gewesen.

Unter den ansteckenden Krankheiten können auch die venerischen Krankheiten erwähnt werden. Die englischen Berichte führen eine nicht unbedeutende Anzahl von Fällen auf, wo Syphilis und andere venerische Krankheiten als unmittelbare Todesursachen registriert waren; (1897 z. B. 1414 männliche, 844 weibliche Personen). Die meisten Fälle von Syphilis fanden sich unter Kleinkindern; von 1879 an dieser Krankheit Verstorbenen waren 1405 unter 5 Jahr alt.

Als spezifisch für die Frauen tritt das Puerperalfieber auf und kompensiert reichlich die Mehrsterblichkeit der Männer an venerischen Krankheiten. Im Jahre 1897 starben in England-Wales 1836 an Puerperalfieber, 2414 auf andere Weise infolge des Kindbettes, im ganzen 4,6 pro Mille der Gebärenden. Wie wir später sehen werden, sind auf diesem Punkte in der neueren Zeit ausserordentliche Fortschritte gemacht worden. Könnte man die betreffenden Ursachen eliminieren, so würde die Uebersterblichkeit der Frauen im Alter 15—20 verschwinden und die Altersklasse 10—15 die einzige bleiben, wo die Sterblichkeit des weiblichen Geschlechts nach englischen Erfahrungen die des männlichen übertrifft. Nach Berliner Erfahrungen ist die Letalität des Puerperalfiebers eine sehr grosse.

Die englische Statistik rubriziert als konstitutionelle Krankheiten: Krebs, Phthisis, Diabetes mellitus, Scrophula, rheumatisches Fieber, tuberkulöse Meningitis und Tabes mesenterica u. s. w. Unter diesen hat Diabetes mellitus Interesse als eine vorzugsweise die Aelteren angreifende Krankheit, während die tuberkulöse Meningitis hauptsächlich eine Kinderkrankheit ist, die jedoch ihre Streifzüge bis in das Greisenalter erstreckt. Diabetes mellitus ist durchgängig entschieden gefährlicher unter Männern als unter Frauen. Uebrigens sammelt sich das Hauptinteresse um die beiden gefürchteten Krankheiten Cancer und Phthisis, die zusammen etwa ein Achtel der Todesfälle umfassen. Krebs ist besonders für das weibliche Geschlecht gefährlich; nach englischen Erfahrungen für 1887—89 war die Wahrscheinlichkeit einer 35jährigen Person seiner Zeit an dieser Krankheit zu sterben $\frac{1}{21}$ für Männer, $\frac{1}{12}$ für Frauen. Im Alter 45—55 Jahre ist die Sterblichkeit an dieser Krankheit bei den Frauen ungefähr doppelt so gross wie unter den Männern, im Alter 35—45 Jahre sogar fast dreimal so gross. Nur in der Jugend und im Kindesalter behauptet das männliche Geschlecht die gewöhnliche Uebersterblichkeit.

Auch die Phthisis hat in dieser Beziehung interessante Charakterzüge. Im ersten Kindesalter hat das männliche Geschlecht eine etwas grössere Sterblichkeit an dieser Krankheit; bald aber wendet sich das Blatt. Im Alter 10—15 Jahre starb ein Viertel der verstorbenen Mädchen an Phthisis, unter Knaben kaum ein Achtel. Auch in der folgenden Altersklasse kann man einen ausserordentlich grossen Unterschied zu Gunsten des männlichen Geschlechts wahrnehmen, nachher aber tritt eine

Uebersterblichkeit der Männer ein. Ob die etwas frühere Pubertätsentwickelung der Mädchen in einiger Verbindung mit dieser Sachlage steht, muss dahingestellt bleiben.

Wenden wir uns jetzt zu den nächst folgenden 5 Krankheitsgruppen, so finden wir als die umfassendste die Krankheiten des Respirationssystems, unter welchen wiederum weitaus die wichtigsten Bronchitis und Pneumonia sind. Die folgende Tafel wird den diesbezüglichen Einfluss des Alters beleuchten.

Von einer Million starben in jeder Altersklasse 1881—90 durchschnittlich jährlich in England an:

Alter (Jahre)	Bronchitis		Pneumonia		Pleuritis	
	m.	w.	m.	w.	m.	w.
0— 5	8 172	6 826	4 005	3 332	49	37
5—10	175	188	302	295	21	19
10—15	37	43	117	121	17	12
15—20	42	46	236	167	30	20
20—25	63	70	382	229	42	24
25—35	155	163	640	361	55	33
35—45	540	502	1 138	549	90	50
45—55	1 706	1 406	1 682	679	124	60
55—65	4 732	4 143	2 352	1 243	184	106
65—75	11 098	10 545	3 226	2 074	239	189
75—	23 200	23 245	3 693	2 809	245	233
Zusammen	2 220	2 060	1 275	868	67	45

Bronchitis ist also eine der häufigsten Todesursachen der Kleinkinder, sie war bei zwischen ein Siebentel und ein Achtel der Verstorbenen im Alter von 0—5 Jahren die Todesursache. In der folgenden Altersstufe verliert sie sehr an Bedeutung, bis in den reiferen Jahren eine stark emporsteigende Bewegung beobachtet werden kann. Bei 65—75 Jahre hat diese Krankheit sogar etwa ein Sechstel der Todesfälle verursacht. Wie man sieht, ist auch hier in den jüngeren Jahren ein charakteristischer Unterschied zwischen den beiden Geschlechtern zu Gunsten des männlichen erkennbar.

Auch die Pneumonia ist für das Kindesalter eine sehr gefährliche Krankheit, und ihre Bedeutung als Todesursache sinkt nie auf ein so tiefes Niveau wie bei der Bronchitis. Wie man sieht, ist die Lungenentzündung im kräftigen Lebensalter weitaus gefährlicher für die Männer als für die Frauen. Im Alter von 25—45 Jahren starben verhältnismässig mehr als doppelt so viele Männer wie Frauen an dieser Krankheit; dieselbe Erfahrung wird man, wie in einem späteren Kapitel nachgewiesen werden soll, auch für andere Länder machen.

Mit dem zunehmenden Alter nimmt diese Krankheit als Todesursache an Häufigkeit zu, aber bei weitem nicht in dem Grade wie Bronchitis. Während die Lungenentzündung bei beiden Geschlechtern zwischen 5 und 45 Jahren häufiger ist als die Bronchitis, tritt die letztere Krankheit unter den Alten mehrere Mal so häufig auf wie die Pneumonia.

Von anderen Krankheiten können noch Croup und Laryngitis erwähnt werden; letztere erheischt hauptsächlich, erstere fast ausschliesslich ihre Opfer unter Kleinkindern. Die Zahlen können als Ergänzung der Beobachtungen betreffend Diphtheritis hingestellt werden.

Von einer Million starben in jeder Altersklasse 1881—90 durchschnittlich jährlich an:

Alter	Croup		Laryngitis	
	M.	Fr.	M.	Fr.
0— 5 Jahre	985	829	272	241
5—10 "	227	206	79	72
10—15 "	9	9	12	11
15—20 "	—	—	6	8
20—25 "	—	—	6	7
25—35 "	—	—	12	10
35—45 "	—	—	23	14
45—55 "	—	—	32	17
55—65 "	—	—	46	25
65—75 "	—	—	62	34
75— "	—	—	70	39
Zusammen	159	129	60	49

Auch die umfassende Gruppe der Krankheiten des Nervensystems behauptet einen hervorragenden Platz als Todesursache. Hier sind als die wichtigsten Apoplexie, Gehirnlähmung und Gehirnerweichung samt Gehirnentzündung, ferner Wahnsinn, Epilepsie und Krämpfe zu nennen. In den Kinderjahren spielen Gehirnentzündung und Krämpfe die weitaus wichtigste Rolle; dagegen ist die Apoplexie eine mit dem zunehmenden Alter immer häufiger auftretende Todesursache; doch scheint die Häufigkeit in den Greisenjahren nicht mit der allgemeinen Sterblichkeit Schritt zu halten. Im Alter von 65—75 Jahren erlagen 1897 in England unter 62 778 Verstorbenen 5571, also etwa $\frac{1}{11}$, im Alter von 75—85 Jahren unter 48 320: 3842 der Apoplexie und im Alter von 85 Jahren und darüber nur 562 unter 12 122. Die Gehirnerweichung scheint etwas häufiger unter Männern als unter Frauen aufzutreten; diese Todesursache hat übrigens (wie auch Gehirnlähmung) eine ähnliche Verbindung mit dem Alter wie die Apoplexie. Auch der Wahnsinn tritt, wenigstens bei den Frauen, besonders in den älteren Jahren hervor; bei den Männern kann man eine bedeutende Anschwellung der Sterblichkeit um die 40er Jahre beobachten. 1897 starben in England im Alter von 35—45 Jahren 637 Männer, aber nur 231 Frauen an Wahnsinn, d. h. 3—4 Proz. bezw. 1 bis 2 Proz. der in diesem Alter überhaupt Verstorbenen. Die Epilepsie tritt in allen Altersklassen als Todesursache auf, ohne mit dem Alter sehr an Häufigkeit zuzunehmen.

Die Krankheiten des Cirkulationssystems, unter die besonders eine Reihe Herzkrankheiten fällt, gehören meistens den älteren Jahren an und spielen absolut und relativ im Kindes- und Jünglingsalter eine nur verschwindende Rolle; dagegen umfasst die bunte Gruppe der Krankheiten des Verdauungssystems mehrere, die ausschliesslich oder wesentlich für Kinder gefährlich sind, wie z. B. die übrigens recht seltene Todesursache Stomatitis, um von Zahnen nicht zu reden. Andere wie die Lebercirrhosis treten in den kräftigeren Jahren auf; letztere scheint etwa um 60 Jahre ihren Kulminationspunkt zu erreichen; sie wird in Verbindung mit der Trunksucht in einem späteren Kapitel Erwähnung finden. Unter den Krankheiten des Urinärsystems endlich gehören Krankheiten, wie die der Prostata, hauptsächlich dem senilen Alter der Männer zu, auch die Bright'sche Krankheit, die alle Altersklassen heimsucht, aber doch namentlich etwa um 60 Jahre herum recht viele Opfer erheischt.

In der englischen Statistik ist übrigens über die Hälfte der Todesfälle über 85 Jahre der Altersschwäche zugeschrieben und etwa ein

Drittel der Sterbefälle im Alter von 75—84 Jahren. Für die Kleinkinder spielen Atrophie und ähnliche weniger gut definierte Krankheiten eine nicht unerhebliche Rolle in der englischen Statistik.

Einen nicht geringen Anteil an der Sterblichkeit haben die gewaltsamen Todesfälle, die im männlichen Geschlechte 5 Proz. der Gesamtsterblichkeit ausmachen. Die Selbstmorde fangen im 10. bis 15. Jahre an bemerkbar zu werden, und dann steigt die Häufigkeit bedeutend mit dem Alter, bis etwa in den 60er Jahren der Kulminationspunkt eintritt. Auch hier ist ein bedeutender Unterschied zwischen den beiden Geschlechtern bemerkbar; von 20 Jahren an ist die Selbstmordhäufigkeit der Männer viel grösser als die der Frauen. Dasselbe gilt aus leicht erklärlichen Ursachen für die Unglücksfälle, die selbst im Kindesalter beim männlichen Geschlechte häufiger als Todesursachen auftreten als beim weiblichen; ein Siebentel der Todesfälle unter Knaben im Alter von 10 bis 15 Jahren ist durch Unglücksfälle verursacht. Uebrigens nimmt die Intensität der Sterblichkeit an Unglücksfällen mit dem Alter recht bedeutend zu, ohne jedoch Schritt mit der allgemeinen Sterblichkeit halten zu können.

4. Bevor ich diesen äusserst skizzenhaften Ueberblick über die Frequenz der Todesursachen abschliesse, muss ich hier nur noch auf zwei Todesursachen etwas näher eingehen, nämlich Cholera und Pocken.

Die Cholera gehört jetzt in der Hauptsache zu den aus den Ländern mit westlicher Kultur verbannten Feinden. 1866 herrschte sie in England, ohne jedoch mehr Opfer zu fordern, als die Diarrhoe und Dysenterie in der Regel thun. Für die 10 Jahre 1861—70 war dann die Intensität dieser Todesursache nach Alter und Geschlecht folgende:

Von einer Million starben durchschnittlich jährlich an Cholera:

Alter	M.	W.
0— 5 Jahre	277	237
5—10 „	76	71
10—15 „	41	33
15—20 „	28	26
20—25 „	41	41
25—35 „	67	72
35—45 „	99	101
45—55 „	144	116
55—65 „	190	155
65—75 „	240	203
75—85 „	256	219
85 und darüber	174	260
Zusammen	113	101

Die Abhängigkeit vom Alter ist augenfällig; die Widerstandsfähigkeit der Kleinkinder und der Alten ist viel geringer als die der Erwachsenen im lebenskräftigen Alter; zwischen 5 und 35 ist der Unterschied zwischen Männern und Frauen in Bezug auf Widerstandsfähigkeit nicht auffallend. Uebrigens können die Zahlen einigen Zweifeln begegnen, da es bei dem damaligen Stande der medizinischen Wissenschaft nicht immer leicht gewesen sein kann, eine vollständig richtige Diagnose anzustellen, die Grenzen folglich recht unbestimmt sein mögen.

Auf ihren damaligen Streifzügen nach Europa kam die Cholera 1865 nach Italien, wo sie eine recht grosse Anzahl von Sterbefällen verursachte.

Die folgende Tafel wird darüber Auskunft geben[1]:

Alter (Jahre)	Angegriffene		Gestorbene		Von 100 Angegriffenen starben			Von 10 000 jeder Altersklasse in den infizierten Kommunen	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	Beide Geschlechter	wurden angegriffen	starben
0—10	2 157	1 897	1 364	1 176	63,2	62,0	62,7	45	28
10—20	1 435	1 337	645	554	44,9	41,4	43,3	40	17
20—30	2 765	2 166	1 345	948	48,6	43,8	46,5	78	36
30—40	1 896	1 964	955	923	50,4	47,0	48,7	73	36
40—50	1 615	1 597	890	831	55,1	52,0	53,6	82	44
50—60	1 055	1 096	637	648	60,4	59,1	59,7	74	44
60—70	730	840	576	595	79	71	74,6	97	72
70—80	335	405	267	356	80	88	84	114	96
Alle Alter	11 143	11 434	6 767	6 134	55,7	53,7	54,7	64	34

Wie man sieht, stimmen diese Zahlen nicht ganz mit den englischen Beobachtungen überein. Allerdings sind die Kinder dem Tode mehr preisgegeben, wenn sie einmal angesteckt worden sind, indes ist für sie die Gefahr angesteckt zu werden, weit geringer als für die Erwachsenen. Zu ähnlichen Ergebnissen mit Rücksicht auf die Letalität gelangte man auch für Königsberg und Berlin[2]). Die Gefahr angegriffen zu werden nimmt übrigens für die Erwachsenen mit dem Alter zu; gleichzeitig nimmt die Widerstandsfähigkeit ab, und das Endergebnis ist eine mit dem Alter recht rasch zunehmende Sterblichkeit.

Auch die Pocken haben in den letzten Dezennien nur gelegentlich Schrecken verbreitet. Seitdem von Anfang des 19. Jahrhunderts die Vaccination allgemein geworden ist, hat diese epidemische Krankheit ihren früheren fruchtbaren Boden verloren. Recht grosse Verheerungen haben die Pocken jedoch 1871—72 angerichtet, wesentlich in Verbindung mit dem deutsch-französischen Kriege. In Preussen starben 1871 etwa 8 Proz. aller Verstorbenen an Pocken, im Königreich Sachsen noch mehr, während die jährliche Blatternsterblichkeit in Preussen 1868—70 kaum 0,2 pro Mille der Bevölkerung betrug. Die deutsche Armee war gegen Pocken durch sanitäre Massregeln gut geschützt. Beim Eindringen in Frankreich war sie fast pockenfrei und während des Feldzuges erkrankten von der Mannschaft nur 6 pro Mille, und nur $\frac{1}{17}$ der Angegriffenen starben. Weniger geschützt war dagegen die französische Armee; in Frankreich herrschte 1869 eine Epidemie, und ein allerdings wenig belangreicher Bruchteil der Armee war nicht durch Impfung geschützt. Französische Kriegsgefangene brachten die Krankheit mit nach Deutschland; im ganzen wurden etwa 14 000 dieser Kriegsgefangenen angegriffen und 1963 starben. Flüchtlinge brachten die Krankheit nach Belgien, und Garibaldis und Bourbakis Soldaten verschleppten sie nach Italien und der Schweiz. Auch in Frankreich verursachten die Pocken grosse Verheerungen. In Paris allein starben an dieser Krankheit 1870—71 gegen 13 000[3]).

1) Vgl. einen offiziellen Bericht: Il Cholera-Morbus nel 1865, Firenze 1867.

2) Engel: Die Cholera-Epidemie des Jahres 1866 mit einem Rückblick auf die früheren Epidemien. Zeitschr. d. kgl. preuss. stat. Bur. 1869, X.

3) Sanitätsbericht über die deutschen Heere im Kriege gegen Frankreich 1870—71, II u. VI (1886).

Diese und ähnliche Erfahrungen wie auch der Umstand, dass die Pocken seit Einführung der Impfung am Anfang des 19. Jahrhunderts aus den Todtenlisten fast verschwanden, haben die meisten Menschen von der grossen Bedeutung der Impfung überzeugt. Wie bekannt hat aber die Impfung auch entschiedenen Widerstand gefunden; das Verschwinden der Pocken hat man anderen Ursachen zuschreiben wollen, auch hat man behauptet, die Impfung habe die Häufigkeit anderer Krankheiten wie Syphilis oder Lungentuberkulose vergrössert. Dies zu widerlegen ist das Bemühen Kőrösy's gewesen, auch hat dieser verschiedene Wahrscheinlichkeitsbeweise für den Nutzen der Impfung gegeben (vgl. oben p. 13 f. u. 115 f.). Eine grosse Schwierigkeit liegt darin, dass man den Impfstand der Bevölkerung nach dem Alter in der Regel nicht kennt, obgleich zu erwarten steht, dass die verschiedene Verteilung der Geimpften und Nichtgeimpften nach dem Alter einen grossen Einfluss auf die Sterblichkeit ausüben wird. Man kann aber auf indirektem Wege den Impfstand zu bestimmen suchen. Auf Grundlage der ungarischen Spitalstatistik fand Kőrösy[1]) die folgenden Zahlen:

Alter (Jahre)	Nichtpocken				Pocken			
	geimpfte		nicht geimpfte		geimpfte		nicht geimpfte	
	behandelte	gestorbene	behandelte	gestorbene	behandelte	gestorbene	behandelte	gestorbene
0—1	153	65	301	81	5	3	91	62
1—5	1 499	329	401	156	30	5	263	169
5—20	9 148	439	724	43	458	36	327	134
20—30	13 618	618	2 163	109	432	35	102	32
30—40	7 371	635	750	69	125	14	22	4
40—50	8 599	1 092	1 276	179	46	9	11	2
60—	2 457	532	928	267	4	3	1	—
Alter unbek.	199	48	36	3	—	—	—	—
Zusammen	43 044	3 758	6 579	907	1 100	105	817	403

Die **Letalität** der von Pocken Angegriffenen ist nach diesen Erfahrungen viel grösser unter den Ungeimpften als unter den Geimpften. Von allen Pockenpatienten überhaupt starben im ersten Lebensjahre etwa zwei Drittel, im Alter von 1—5 Jahren etwa drei Fünftel und in den folgenden Jahren zusammen etwa ein Sechstel, aber in den beiden Gruppen gestaltete sich die Sache höchst verschieden. Budgetiert man auf Grundlage der in jeder Altersklasse für Ungeimpfte und Geimpfte zusammen gefundenen Zahlen die Anzahl der erwartungsmässig an Pocken Sterbenden, so wird man finden, dass etwa 201 Todesfälle unter Geimpften zu erwarten waren, gegen 105 (also nur etwa die Hälfte) faktisch beobachteten. In der Gruppe der Ungeimpften hat man dagegen nur etwa 307 berechnete, aber 403 beobachtete Todesfälle, oder ein Drittel mehr. Es erscheint also die Widerstandsfähigkeit der Geimpften grösser als die der Nichtgeimpften. Uebrigens war auch die Letalität der Ungeimpften bei anderen Krankheiten grösser als die der Geimpften, wenn auch der Unterschied nicht so auffallend ist. Man könnte deshalb vermuten, dass die Bevölkerungsschichten der Ungeimpften, die die Spitäler benutzen, überhaupt unter ungünstigeren sanitären Verhältnissen leben als die Geimpften oder nur in ernsteren Fällen ihre Zuflucht zum Hospital nehmen; dann bleibt

1) Neue Beiträge zur Frage des Impfschutzes, 1891, p. 20 f.

jedenfalls schwer erklärlich, dass der Unterschied bei den Pocken so viel grösser sein sollte.

Betrachtet man nun die Zahlen weiter, so wird man erkennen, dass die Ungeimpften bei den Nicht-Pocken relativ viel seltener sind als bei den Pocken. Um dies klarer hervortreten zu lassen, hat Kőrösy eine Reihe von Krankheiten herausgesucht, die er als „indifferent" gegenüber den Pocken auffasst, so die Unfälle, Krankheiten des Nervensystems, der Verdauungsorgane, der Respirationsorgane (mit Ausnahme der Lungentuberkulose) u. s. w. Bei diesen indifferenten Krankheiten waren nun im ersten Lebensjahr etwas über die Hälfte ungeimpft, im 1. bis 5. Jahr ein Achtel, im 5. bis 20. Jahr etwa ein Fünfzehntel, später in allen Altersklassen zusammen zwischen ein Siebentel und ein Achtel. Dagegen ist unter fünf Jahren die Mehrzahl der Pockenpatienten und später ein bedeutender Bruchteil derselben nicht geimpft. Die Gefahr, von Pocken befallen zu werden. dürfte daher aller Wahrscheinlichkeit nach viel grösser unter Nichtgeimpften als unter Geimpften sein.

Was nun endlich solche Krankheiten betrifft, die im Verdacht stehn können, durch die Vaccination hervorgerufen zu werden, wie z. B. Syphilis, so wird man eine ähnliche Untersuchung vornehmen können. Bei Syphilis war die Verhältniszahl der Ungeimpften ein wenig grösser als bei den indifferenten Krankheiten; bei Lungentuberkulose wurden fast dieselben Verhältniszahlen gefunden; bei den an Croup-Diphtherie Erkrankten war die Nicht-Impfung aber etwas häufiger als bei den indifferenten Krankheiten; bei Typhus waren die Verhältnisse nicht wesentlich verschieden. Im ganzen scheinen die verdächtigen Krankheiten also verhältnismässig nicht häufiger unter den Geimpften als unter den Nichtgeimpften aufzutreten.

Dies sind allerdings kaum endgültige Beweise zu nennen, indes neigen sie die Wagschale zu Gunsten der Impfung, und jedenfalls scheint nach diesen Erfahrungen klar zu sein, dass neue Beobachtungen in entgegengesetzter Richtung erforderlich wären, ehe man den Behauptungen der Impfgegner Zutrauen schenken dürfte.

Es ist allerdings nicht ausgeschlossen, dass die Vaccination in einzelnen Fällen verderblich wirkt. So berichten die englischen Reports alljährlich von derartigen vereinzelten Fällen. 1895 wurden 624 690 Personen geimpft, die Anzahl der infolge hiervon verstorbenen war 56[1]).

5. Im Vorhergehenden habe ich mehrmals Gelegenheit gehabt, auf den Unterschied in der Sterblichkeit der beiden Geschlechter aufmerksam zu machen. Dieser Unterschied mag in vielen Beziehungen auf äusseren Verhältnissen beruhen, wie Beschäftigung und Lebensweise, so z. B. betr. die Unglücksfälle und die vielen professionellen Krankheiten. In anderen Beziehungen dürfte er aber tiefer wurzeln. So kann man mit Rücksicht auf Sprachgebrechen einen überraschenden Unterschied beobachten. Unter 34 000 Schulkindern der Volksschulen in Kopenhagen fand ich für Mädchen 2,5 pro Mille Stotternde, für die (fast gleichaltrigen) Knaben aber

1) Der 60. Report (1897) p. XVIII führt für 1897 36 solcher Fälle an mit der Bemerkung: The 36 deaths ascribed to „Effects of Vaccination" include not only the deaths that were directly referred to vaccination, but also those that were stated in the medical certificates, or were found on enquiry, to have been caused by the entrance of any noxious material whatever at the site of vaccination.

9,5; für Fehlsprechen (Stammeln) waren die Zahlen 3,6 bezw. 5,9[1]). Die Zunge des Mädchens scheint also eine grössere Volubilität als die des Knaben zu haben. Der Einfluss des Alters auf die Sprachleiden wird unten berücksichtigt werden.

Auch mit Rücksicht auf die Farbe der Haare und der Augen kann man interessante Verschiedenheiten beobachten. So hat eine Untersuchung der dänischen Volksschulkinder erwiesen, dass die dunkle Färbung bei den Mädchen häufiger war und in der mit dem Alter zunehmenden Häufigkeit einen Vorsprung gegenüber den Knaben hatte[2]).

Von 1000 Kindern hatten eine helle Farbe

Alter	des Haares		der Augen	
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen
6—8	485	445	643	640
9—11	421	409	636	624
12—14	354	337	611	611

Diese Zahlen mögen durch eine frühere Pubertätsentwickelung zu erklären sein, scheidet man aber die entschieden dunkle oder schwarze Farbe aus, so wird man Verschiedenheiten finden, die kaum auf diese Ursache allein zurückgeführt werden können. Unter Knaben hatten etwa 8 Proz. eine dunkle Augenfarbe, unter Mädchen 8,6 (im Alter 6—8) bis 10,0 (im Alter 12—14) und für die Haarfarbe stieg die Prozentzahl der dunklen und schwarzen Farbe von 8 Proz. im 6. Jahr bis 19 im 14. für die Knaben und von 12 bis 27 für die Mädchen.

Bessere Zeugnisse von der Wirkung einer früheren Entwickelung geben die Zähne ab. So fand ich unter etwa 10000 Kindern der Volksschulen in Kopenhagen die folgende durchschnittliche Anzahl Zähne[3]):

Alter	Knaben		Mädchen	
	Schule mit freiem Unterr.	Schule mit bezahlt. Unterr.	Schule mit freiem Unterr.	Schule mit bezahlt. Unterr.
7	22,9	22,6	23,0	23,3
8	23,1	23,4	23,2	23,3
9	23,1	23,4	23,3	23,6
10	23,4	23,9	23,7	24,0
11	24,1	24,3	24,9	25,0
12	25,6	25,7	26,1	26,4
13	26.9	26,8	27,2	27,2
Zus.	24,1	24,3	24,4	24,6

Wie man sieht, haben die Mädchen einen Vorsprung um ungefähr ein halbes Jahr. Ich werde unten auf diese Beobachtungen zurückkommen.

6. Das volle Verständnis des grossen Unterschieds der Sterblichkeit bei den beiden Geschlechtern wird man nun erst erhalten, wenn man die Sterblichkeit nach Civilstand untersucht[4]). Hierüber liegt ein bedeutendes Material vor, von welchem im folgenden einiges herausgewählt werden

1) Von der Häufigkeit der Sprachgebrechen (Medizinisch-pädagogische Monatsschrift für die gesamte Sprachheilkunde 1898).

2) Sören Hansen og Harald Westergaard: Skolebörns Haar- og Öjenfarve. Nationalökonomisk Tidsskrift. Kopenhagen 1893.

3) Statistiske Iagttagelser over Tœndernes Tilstand hos kjöbenhavnske Skolebörn. Tidsskrift for Sundhedspleje I, 6. Kopenhagen 1898.

4) Wenn von Civilstand die Rede ist, denkt man oft auch an die ehelichen und unehelichen Kinder. Diese Frage soll in einem folgenden Kapitel behandelt werden.

soll. Es gilt aber in dieser Beziehung einige Vorsichtsmassregeln zu beobachten. Wie im vierten Kapitel entwickelt, ist die Statistik der städtischen Sterblichkeit oft etwas trügerisch wegen der Ortsfremden; es geht aber auch nicht wohl ohne weiteres an, das ganze Reich zusammenzufassen, weil die Verteilung nach Civilstand recht schwankend ist; so ist auf dem Lande die Anzahl der Verheirateten häufig verhältnismässig grösser als in den Städten. Da nun die Sterblichkeit auf dem Lande günstiger ist, wird dieser Umstand eine Ermässigung der Sterblichkeit der Verheirateten des ganzen Reiches hervorbringen, und wenn die Beobachtungen zu Gunsten der Verheirateten ausfallen, so weiss man nicht, ob dies auf die angeführte rein formale Wirkung der verschiedenen Verteilung zurückzuführen ist, oder ob man gleichzeitig mit einem gesundheitsförderlichen Einfluss des ehelichen Standes zu thun hat. Die folgenden Tafeln stammen aus der schwedischen Statistik, die, wie im vierten Kapitel nachgewiesen, mit besonderer Genauigkeit die Fehlerquelle der Ortsfremden vermieden hat und wohl überhaupt zu den zuverlässigsten Fundgruben gehört[1]).

(S. Tabelle p. 228.)

Ich habe die Landdistrikte voran gestellt, weil die Bevölkerung hier weit gleichförmiger ist als in den Städten, ferner die Bevölkerungsverhältnisse stabiler und die Volkszahl grösser, die Tafel daher überhaupt wahrscheinlich zuverlässiger.

Was nun vorerst die Männer in den Landdistrikten betrifft, so wird man das ganze Leben hindurch, mit Ausnahme des höchsten Alters, wo die Wahrscheinlichkeitsbestimmungen immer unsicher sind, einen bedeutenden Unterschied zu Gunsten der verheirateten beobachten können. In gewissen Altersklassen ist deren Sterblichkeit etwa halb so gross wie unter den ledigen.

Ein ähnlicher Unterschied beherrscht die Tafel der städtischen Bevölkerung und tritt dann auch schliesslich in der Tafel für die Gesamtbevölkerung hervor.

Diesen Unterschied hat man auf mehrfache Weise erklären wollen. Die am nächsten liegende Erklärung ist die, dass die Eheleute durchschnittlich ein regelmässigeres Leben führen als die Junggesellen, und dass die geordneten Verhältnisse der Ehe gesundheitsförderlich wirken. Eine andere Erklärung ist die, dass im allgemeinen nur die Wohlhabenderen in den Ehestand treten, während die verkommenen Existenzen draussen bleiben. Man hätte hier also nach dieser Hypothese einfach mit einer Wirkung des Wohlstandes zu thun. Andere führen den Unterschied auf eine Art Auslese zurück; die Schwachen, Kränklichen, die Krüppel, Lahmen u. s. w. bleiben Junggesellen und bringen daher für die letzteren eine ungünstige Bilanz zuwege[2]).

Vermutlich wirken nun alle diese Ursachen zusammen, wenngleich in höchst verschiedenem Masse. Die Wohlstandsverhältnisse mögen einen Einfluss üben; aber aller Wahrscheinlichkeit nach ist derselbe nur klein; gerade die ärmeren Klassen in der Stadtbevölkerung scheinen in den jüngeren Jahren verhältnismässig häufiger in die Ehe zu treten, als die übrigen Bevölkerungsklassen, und in den späteren Lebensperioden scheint

---

1) Befolkningsstatistik N. F. XXXII, 3, 1895.

2) Vgl. hier eine Diskussion im Journal Inst. of Actuaries vol. XXII—XXIII, 1881—82, wo auch Stark's Beobachtungen betreffend Schottland und H. Spencer's Anschauungen über die Auslese wiedergegeben werden.

Von 1000 jeder Altersklasse starben nach Erfahrungen von 1881—90 binnen Jahresfrist (ausgeglichene Werte)

in den Landdistrikten:

Alter Jahre	Männer				Frauen			
	ledige	verheiratete	verwitwete und geschied.	Zusammen	ledige	verheiratete	verwitwete und geschied.	Zusammen
20	5,64	5,25	—	5,62	4,80	6,19	14,18	4,90
25	6,88	4,03	14,18	6,12	5,53	5,97	9,03	5,70
30	8,02	4,37	7,98	5,86	6,23	6,12	9,46	6,20
35	8,92	4,95	8,33	5,92	6,77	6,67	9,41	6,76
40	11,95	6,50	10,36	7,42	7,82	7,69	9,57	7,80
45	14,91	8,07	10,85	8,95	9,97	7,74	9,17	8,20
50	18,26	10,39	14,64	11,36	12,39	8,66	10,96	9,46
55	24,73	14,20	18,89	15,43	17,15	11,95	14,95	13,13
60	33,32	20,90	27,43	22,64	23,69	16,87	20,76	18,65
65	44,96	30,20	38,20	32,70	35,70	26,77	31,23	29,30
70	69,12	46,75	56,64	51,01	50,72	42,00	48,89	46,53
80	138,14	120,81	142,21	133,21	127,70	105,40	120,55	118,22
90	254,95	272,25	316,09	307,58	311,44	235,00	268,43	268,18

in den Städten:

Alter Jahre	Männer ledige	Männer verheiratete	Männer verwitwete und geschied.	Männer Zusammen	Frauen ledige	Frauen verheiratete	Frauen verwitwete und geschied.	Frauen Zusammen
20	8,24	—	—	8,24	5,05	7,50	—	5,21
25	10,26	5,38	10,83	9,14	6,05	7,00	10,73	6,36
30	13,22	7,34	12,70	10,00	6,86	7,47	11,94	7,26
35	18,87	8,93	17,63	11,97	7,60	8,27	11,98	8,16
40	23,10	11,75	20,85	14,46	8,83	9,19	9,34	9,08
45	32,86	15,40	23,70	18,78	10,51	9,75	12,17	10,27
50	37,80	19,35	28,28	22,80	11,72	10,93	14,58	11,83
55	43,01	23,43	34,82	27,24	16,94	14,79	17,49	16,03
60	52,36	31,54	46,40	36,35	22,17	20,20	22,76	21,58
65	69,45	42,87	57,21	49,01	32,78	29,03	31,79	31,14
70	77,32	61,15	81,30	68,43	48,26	44,21	48,38	47,36
80	145,00	140,89	157,92	149,15	127,71	102,29	110,99	114,72
90	296,06	195,16	425,91	300,99	265,35	249,55	269,02	267,05

im ganzen Reiche:

Alter Jahre	Männer ledige	Männer verheiratete	Männer verwitwete und geschied.	Männer Zusammen	Frauen ledige	Frauen verheiratete	Frauen verwitwete und geschied.	Frauen Zusammen
20	6,10	4,64	—	6,09	4,85	6,40	9,95	4,96
25	7,59	4,28	10,15	6,74	5,66	6,16	9,41	5,85
30	9,20	4,95	8,90	6,73	6,42	6,37	10,23	6,44
35	11,24	5,68	10,76	7,11	7,02	6,96	10,16	7,06
40	14,67	7,42	12,89	8,75	8,13	7,94	9,50	8,06
45	19,07	9,22	13,75	10,62	10,15	8,04	9,99	8,60
50	22,75	11,68	17,35	13,15	12,18	8,99	11,88	9,90
55	28,68	15,40	21,62	17,09	17,07	12,31	15,53	13,64
60	37,16	22,11	29,96	24,33	23,22	17,24	21,18	19,13
65	49,42	31,45	40,23	34,44	34,74	27,00	31,33	29,59
70	70,40	47,95	58,65	52,55	49,93	42,76	48,82	46,52
80	138,90	121,92	142,97	134,10	127,66	105,31	119,34	117,73
90	234,58	274,78	318,97	306,47	293,11	235,04	268,45	268,00

kein grosser Unterschied zu bestehen[1]). Ueberhaupt sind wohl für die meisten Menschen die Rücksichten auf die Zukunft selten von grösserem Einfluss auf ihre Entschliessungen; und wenn auch die ledigen Männer vielleicht häufig ärmer sind als die verheirateten, so haben sie doch auf der anderen Seite meist auch nicht die Pflichten des Versorgers; wer nur für sich selbst zu sorgen hat, wird leichter durchkommen können, als der Vater einer zahlreichen Nachkommenschaft. Von grösserer Bedeutung dürfte die Wirkung der Auslese sein. Allerdings sind die meisten auch in dieser Beziehung ziemlich rücksichtslos; und Erfahrungen auf anderen Gebieten, namentlich in der Lebensversicherung, dürften darauf deuten, dass ein solcher Einfluss sich wesentlich nur in den ersten Jahren nach Eintritt in die Ehe geltend machen würde, dass also die, welche schon längere Zeit verheiratet sind, also überhaupt die Eheleute von vorgeschrittenem Alter aus diesem Grunde nicht wesentlich gesünder sein sollten, als die Junggesellen gleichen Alters. Und doch sind sie gesünder; noch im 65. Altersjahr starben auf dem Lande 45 pro Mille der Junggesellen, 30 der Ehemänner (in den Städten 69 bezw. 43). Man kann daher schwerlich umhin, das Hauptgewicht auf die geordneten Verhältnisse des ehelichen Lebens zu legen, wenngleich auch die übrigen Momente nicht ohne Einfluss sind.

In dieser Beziehung können noch zwei andere Momente hervorgehoben werden. **Erstens** kann man, wie schon oben entwickelt (vgl. p. 213), oft eine Abnahme der Sterblichkeit der ganzen Bevölkerung mit dem Alter beobachten, wo es natürlicher sein würde, eine stetige Zunahme zu erwarten. Um dies für Schweden zu erkennen, betrachte man die Sterblichkeitswerte für die einzelnen Altersjahre und speziell für die Landdistrikte, indem, wie bemerkt, die städtische Statistik weniger durchsichtig ist. Da verhältnismässig wenige Männer vor 22 Jahren verheiratet sind (auf dem Lande am 31. Dezember 1890 nur 729 von 27 019 21jährigen Männern), fange ich erst mit diesem Alter an:

Von 1000 Personen in jedem Altersjahr starben binnen Jahresfrist:

Alter	Junggesellen	Ehemänner	Ganze männl. Bevölkerung
22 Jahre	6,35	3,19	6,14
23 „	6,54	3,52	6,17
24 „	6,73	3,97	6,18
25 „	6,88	4,03	6,12
26 „	7,02	3,98	5,98
27 „	7,26	3,94	5,90
28 „	7,59	4,10	5,94
29 „	7,86	4,29	5,95
30 „	8,02	4,37	5,86
31 „	8,14	4,45	5,80
32 „	8,24	4,60	5,81
33 „	8,42	4,73	5,81
34 „	8,49	4,75	5,75
35 „	8,92	4,95	5,92
36 „	9,52	5,33	6,28

Ich habe die ausgeglichenen Zahlen gewählt, weil die unausgeglichenen recht unregelmässig verlaufen. Berechnet man aus den letzteren für fünf Jahre den Durchschnitt, so erhält man die folgenden Zahlen, welche den ausgeglichenen Zahlen für 24 bezw. 29 und 34 Jahre recht gut entsprechen:

1) **Rubin** und **Westergaard**, Statistik der Ehen, Jena 1890, p. 75 ff.

	Junggesellen	Ehemänner	Ganze männl. Bevölkerung
22—26	6,70	3,80	6,13
27—31	7,80	4,19	5,89
32—36	8,63	4,86	5,88

Man sieht aus beiden Zahlreihen, dass die Sterblichkeit in der ganzen Bevölkerung während der betreffenden Altersperiode in Abnahme begriffen ist. Ganz umgekehrt sind die Zahlen für Junggesellen wie für Ehemänner in Zunahme begriffen. Wenn sonst eine allgemeine Zunahme der Sterblichkeit mit dem Alter ihre recht natürliche Erklärung hat, wie auch die Zahlen für die einzelnen Gruppen hier erweisen, wird die eben festgestellte Abnahme recht gut mit der Annahme im Einklang stehen, dass die Ehe eine gesundheitsfördernde Bedeutung hat, die auf den Verlauf der Gesamtsterblichkeit günstig einwirkt.

Zweitens ist es nicht bedeutungslos, dass auch die Witwer eine beträchtliche Sterblichkeit haben, dass also die Lösung der Ehe eine Annäherung der Sterblichkeit an das Niveau der Ledigen hervorbringt. Doch ist allerdings dieser Beweis nicht vollständig zwingend. Unmöglich ist ja nicht, dass die Sterblichkeit der Witwer so gross ist, weil die betreffenden Witwer denselben gesundheitsschädlichen Ursachen ausgesetzt sind wie die verstorbenen Gattinnen, z. B. derselben Gefahr, von Tuberkulosis angesteckt zu werden, oder in derselben ungesunden Wohnung zu wohnen u. s. w. Hinwieder liesse sich vielleicht annehmen, dass die älteren Altersklassen von dieser Fehlerquelle verhältnismässig frei sein müssten. Es würde eine interessante Aufgabe sein, die Sterblichkeit der Witwer nach der Zeit, welche seit dem Tode der Gatten verflossen ist, näher zu untersuchen, um etwas mehr Licht über diese Sache zu verbreiten.

Wenden wir uns jetzt zu den Frauen, so finden wir auf dem Lande etwa nach dem 40. Jahr einen günstigeren Gesundheitszustand der Ehefrauen als der Ledigen, wenngleich die Differenz nicht so gross ist wie bei den Männern. Nicht so bei den jungen Frauen. Hier ist die Sterblichkeit grösser unter den Verheirateten als unter den Jungfrauen; allmählich gleicht sich der Unterschied aus, etwas früher auf dem Lande als in den Städten. Eine zulängliche Erklärung dieser Thatsache dürfte im Geschlechtsleben der Ehefrauen liegen, welches allmählich eine schwächere Wirkung ausübt, ohne doch wohl jemals vollständig ohne Einfluss zu sein, indem viele ältere Ehefrauen wahrscheinlich nachhaltig an den Folgen der Leiden kranken, die sie sich während der Gebärfähigkeit zugezogen haben. Kein Wunder also, wenn in den älteren Jahren der Unterschied zu Gunsten des Ehestandes nicht so gross ist wie bei den Männern. Tritt dann der Witwenstand ein, so ist die Frau nicht selten harten Entbehrungen ausgesetzt, und eine oft ausserordentlich grosse Erhöhung der Sterblichkeit ist die Folge. Uebrigens ist die für Witwen auf dem Lande bei 20 Jahren gefundene grosse Zahl selbstverständlich nicht sehr zuverlässig.

Es ist recht naturgemäss, dass die Sterblichkeit der gesamten weiblichen Bevölkerung im Alter 20—40 eine stetig zunehmende ist, hier besteht, wie wir gesehen haben, keine Wahrscheinlichkeit, durch Eingehen einer Ehe den Gesundheitszustand zu bessern, eher würde eine Acceleration der Sterblichkeit zu erwarten sein.

Vergleicht man die Männer- und Frauensterblichkeit, so wird man finden, dass die ledige Bevölkerung bei den Frauen alle Altersklassen hindurch bessere Lebenschancen hat als bei den Männern; in den Städten

ist dieser Unterschied geradezu erstaunlich. Für die Ehefrauen bemerkt man auf dem Lande bis um das 40. Jahr ein Plus zu Gunsten der Männer. Diese Differenz schlägt später in ihr Gegenteil um; der Umschlag geschieht in den Städten in jüngeren Jahren als auf dem Lande. Im grossen Ganzen sind auch die Witwer dem Tode mehr ausgesetzt als die Witwen, doch mit Ausnahme der jüngeren Jahre, wo die Zahlen schwankend sind. Wenn man dann für die Landdistrikte eine Uebersterblichkeit der jüngeren weiblichen Gesamtbevölkerung den Männern gegenüber findet, ist dieses wesentlich als Wirkung der Ehe aufzufassen.

Man wird leicht erkennen, dass die Tafeln für das ganze Reich in vielen Beziehungen ungefähr dasselbe Gepräge haben, wie für Stadt und Land gesondert. Man wird daher auch den folgenden für die Niederlande berechneten Zahlen Zutrauen schenken können [1]).

Von 1000 starben binnen Jahresfrist:

Alter	Männer		Frauen	
	Junggesellen	Verheiratete (inkl. Witwer u. Geschiedene)	Jungfrauen	Verheiratete (inkl. Witwen u. Geschiedene)
20½ Jahr	9,86	4,78	6,58	9,57
30½ „	10,85	7,20	8,35	11,02
40½ „	14,81	10,59	11,51	12,74
50½ „	23,18	17,02	17,73	13,21
60½ „	37,37	32.07	30,40	25,97
70½ „	76,89	70,72	67,03	65,13
80½ „	141,9	148,8	145,6	149,2

Im ganzen bestätigen diese Zahlen die oben gemachten Erfahrungen. Dasselbe gilt für die oldenburgische Statistik, die wir P. Kollmann verdanken [2]).

Von 1000 Personen starben nach dieser Statistik durchschnittlich jährlich 1876—85:

Alter	Männer				Frauen			
	Ledige	Verheiratete	Verwitwete	Geschiedene	Ledige	Verheiratete	Verwitwete	Geschiedene
15—20 J.	6,3	8,7	—	—	5,7	6,2	—	—
20—30 „	10,4	7,3	18,5	—	6,8	10,2	10,8	27,3
30—40 „	14,3	9,7	19,2	7,1	11,8	12,2	12,3	12,0
40—50 „	23,6	15,2	26,2	51,4	17,7	12,5	15,1	11,9
50—60 „	32,1	23,3	35,1	34,5	26,8	18,9	23,6	26,2
60—70 „	53,6	43,1	62,2	20,0	55,3	42,7	52,3	74,1
70 u. darüber	121,4	103,2	145,0	180,0	122,4	94,4	130,2	400,0

Die Zahlen betreffend die Geschiedenen sind offenbar in hohem Grade von der Geringfügigkeit des Materials beeinflusst. Uebrigens haben ganz so wie in Schweden die jungen Ehefrauen eine bedeutende Sterblichkeit, sonst ist die Sterblichkeit der Verheirateten bei beiden Geschlechtern eine günstigere.

Für Bayern hat Prinzing die Frage eingehend behandelt [3]) und für 1881—90 die Sterblichkeitskoefficienten berechnet. Aus seiner Untersuchung entnehme ich die folgenden Zahlen:

---

1) B. Turksma: Huwelijk en Sterfte. Amsterdam 1898.

2) Statistische Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg XXII, Oldenburg 1890, p. 111 f. Vgl. ebendaselbst mehrere Zusammenstellungen für Preussen, Bayern, Württemberg, die Schweiz und Belgien.

3) Die Sterblichkeit der Ledigen und der Verheirateten. Allgemeines Statistisches Archiv V, 1, 1898.

Von 1000 Lebenden starben jährlich:

Alter	Männer				Frauen			
	Ledige	Verheiratete	Verwitwete	Geschiedene	Ledige	Verheiratete	Verwitwete	Geschiedene
30—35 J.	11,9	7,0	20,9	26,7	8,8	9,6	12,7	11,6
35—40 „	15,5	9,0	23,1	22,7	10,6	11,1	12,2	16,8
40—45 „	20,0	11,0	25,1	27,8	12,3	11,3	13,5	13,5
45—50 „	23,8	14,8	28,2	45,0	15,7	11,8	14,4	17,1
50—55 „	29,8	19,5	31,4	37,0	20,6	15,7	19,1	23,0
55—60 „	38,8	26,5	37,5	44,7	26,4	22,5	26,3	29,0
60—65 „	55,1	38,3	52,4	68,6	41,1	35,9	40,6	47,6
65—70 „	75,9	57,4	72,5	87,0	60,5	56,3	61,5	90,6
70—75 „	113,7	86,3	108,6	123,4	98,0	87,5	96,6	143,6
75—80 „	169,3	137,9	163,4	145,8	153,7	143,9	151,1	266,7
80 u. mehr	270,8	230,0	285,0	233,3	264,5	241,4	257,2	450,0

Auffallend ist hier die grosse Sterblichkeit der jüngeren Witwer im Vergleich zu derjenigen der Junggesellen, im übrigen ist diese Tafel eine Bestätigung des oben Entwickelten. Speziell haben die Geschiedenen nach diesen Ermittelungen eine bedeutende Sterblichkeit; doch gelten hier die im Kapitel IV, p. 133 hervorgehobenen Bedenken hinsichtlich der Genauigkeit derartiger Beobachtungen. Indem sich Prinzing die betreffenden Sterblichkeitskoefficienten auf eine Bevölkerung wie die gesamte bayerische übertragen denkt, findet er dann weiter, dass, während faktisch über 30 Jahr alt 29,6 pro Mille der Männer, 28,3 der Frauen starben, diese Zahlen in Bevölkerungen mit gleicher Altersbesetzung folgende sein würden:

für die Ledigen	m. 37,44	w. 29,77
„ „ Verheirateten	„ 26,19	„ 26,75
„ „ Verwitweten	„ 40,70	„ 30,25
„ „ Geschiedenen	„ 47,33	„ 41,26

Für einen 30jährigen Junggesellen würde nach diesen Untersuchungen die fernere mittlere Lebenserwartung 28,80 Jahre sein, für Ehemänner dagegen 33,85; für Jungfrauen 32,90 und für Ehefrauen 33,87. Ein Ehemann ist also so zu sagen um fünf Jahre günstiger gestellt als ein Junggeselle. Diese Erfahrungen stimmen nicht übel mit Berechnungen von Williams für England[1]) überein. Nach diesen hatten die unverheirateten Männer mit 30 Jahren eine fernere mittlere Lebenserwartung gleich 29,8 Jahre, die Verheirateten (die hier auch die Witwer mit ihrem ungünstigeren Gesundheitszustand einschliessen) 33,4 Jahre. Für Frauen fand er 34,6 bezw. 35,5 Jahre.

Andere Zeugnisse von der Wirkung der Ehe hat man in dem in einem späteren Kapitel zu erwähnenden Unterschied der Sterblichkeit der protestantischen und katholischen Geistlichkeit u. dgl. sehen wollen; hier kommen jedoch so viele andere Momente in Betracht, dass man diese Beobachtungen nach der gedachten Richtung nicht ausbeuten kann.

Eine hochinteressante Frage ist die nach der Abhängigkeit der Gesundheit von der Dauer der Ehe — wie auch nach dem Einfluss der Dauer des Verwitwetenstandes auf die Lebenschancen. Es ist nicht unwahrscheinlich, dass viele Ursachen, wie die neue Lebensweise, das Geschlechtsleben, auf die jungen Ehemänner einen Einfluss üben. Wenn aber hier und dort einzelne Zahlen auf eine derartige Einwirkung zu deuten scheinen,

1) 38. Report of Births, Deaths etc. (1875). Vgl. ferner u. a. O. J. Broch: Le Royaume de Norvége et le Peuple Norvégien, Christiania 1878. A. J. Finlaison: On the Rate of Mortality found to prevail among Residents in India. Journal. Inst. Act. XVIII, 1874.

indem z. B. in Bayern 1881—85 die Sterblichkeit der jungen Ehemänner im Alter unter 20 fast doppelt so gross war wie die der Ledigen, so fällt hier ins Gewicht nicht allein, dass die Beobachtungen meist wenig zahlreich sind, sondern namentlich, dass man oft mit sozialen Verschiedenheiten zu thun hat, die an und für sich grosse Verschiedenheiten in der Sterblichkeit bedingen, indem frühzeitige Ehen namentlich in der Arbeiterbevölkerung zu finden sind. So auch, wenn Durkheim[1]) beweisen will, dass die Männer, welche vor 20 Jahren heiraten, eine grössere Selbstmordtendenz haben als die übrigen, indem hier nur ganz wenige Beobachtungen, die allerlei Zufälligkeiten ausgesetzt sind, vorliegen[2]).

Nach zwei Richtungen hin wäre es möglich, die ganze verwickelte Frage nach dem Einfluss des Civilstandes zu beleuchten. Einmal durch Bearbeitung der genealogischen Litteratur (Stammbäume u. dgl.), wo man den Vorteil hätte, Individualbeobachtungen anstellen zu können und also die Wirkung der Dauer der Ehe und der Verwitwung zu untersuchen. Leider sind die bezüglichen Erfahrungen häufig nicht umfassend oder zuverlässig genug, um tiefergehende Untersuchungen darauf zu gründen. Andererseits könnte man nach den Todesursachen in Zusammenhang mit dem Civilstand fragen, was bis jetzt aber leider auch meistens nur recht unvollkommen geschehen ist. Die Selbstmordhäufigkeit scheint, wie wir später sehen werden, im ganzen grösser unter Ledigen und Verwitweten als unter Verheirateten zu sein. Ganz dasselbe gilt für die Unglücksfälle und wenigstens nach gewissen Richtungen für die Geisteskrankheiten[3]).

In letzterer Beziehung kommen besonders die an Paralyse Gestorbenen in Betracht, einer Todesursache, die wiederum häufig auf Syphilis, namentlich mit Alkoholmissbrauch verbunden, zurückzuführen ist. Nach Prinzings Untersuchung starben an dieser Krankheit in Preussen 1881—87 in jeder Kategorie von 10000 Personen jährlich:

	Männer			Frauen		
im Alter von	Ledige	Verheiratete	Verwitwete	Ledige	Verheiratete	Verwitwete
30—40 Jahren	1,55	1,11	1,91	0,48	0,21	0,42
40—50 „	3,15	1,73	1,63	0,56	0,28	0,30
50—60 „	2,11	0,89	0,81	0,40	0,21	0,29
60—70 „	0,87	0,37	0,48	0,41	0,09	0,14

Allerdings ist das Material nicht sehr umfassend und die Zahlen daher etwas schwankend, immerhin scheint hiernach mit genügender Sicherheit festgestellt werden zu können, dass die Paralyse häufiger unter Ledigen als unter Verheirateten auftritt, während die Verwitweten vielleicht eine Stellung in der Mitte einnehmen. Alle drei Arten von Todesursachen deuten somit darauf hin, dass die Lebensweise der Ledigen Gefahren mit sich bringt, welche in der Ehe nicht so häufig auftreten.

7. Indem ich mir, wie mehrmals hervorgehoben, vorbehalte, auf die Frage nach dem Einfluss der Ehe später zurückzukommen, will ich mich jetzt zu einer Hauptfrage wenden, nämlich nach der Morbilität in ihrem Zusammenhang mit Alter und Geschlecht.

Um diese Frage zu beleuchten, kann man verschiedene Wege gehen. Zunächst denkt man wohl an die Krankenkassen. Wenn man aber deren

1) Le suicide, étude de sociologie. Paris 1897, p. 182.

2) Vgl. auch Prinzing's Kritik dieser Beobachtungen in seiner Abh.: Ueber frühzeitige Heiraten, deren Vorzüge und Nachteile. Jahrb. für Nationalökonomie und Statistik, 1898, I, p. 291.

3) Vgl. Prinzing, Die Sterblichkeit der Ledigen u. s. w., p. 243 f.

Beobachtungen verwerten will, stösst man, wie schon erörtert, auf viele Schwierigkeiten, so z. B. dass man hier mit einer ausgelesenen Bevölkerung zu thun hat; viele Personen sind ja meist von der Versicherung aus dieser oder jener Ursache ausgeschlossen. Ferner sind die statutarischen Bestimmungen und die Handhabung derselben äusserst verschieden, so namentlich mit Rücksicht auf langdauernde Krankheiten. Es zeigt sich daher auch sehr häufig, dass die Beobachtungen einander widersprechen, typische Kränklichkeitstafeln sind viel schwieriger aufzustellen als typische Sterbetafeln. Wie gross die Schwierigkeiten sein können, zeigen z. B. die Berliner Erfahrungen mit Rücksicht auf die Krankheitshäufigkeit. Nach dem Berliner statistischen Jahrbuch sollen in Krankenkassen, die dem Krankenversicherungsgesetz entsprechen, die Krankheitsfälle jährlich etwas über ein Drittel der Mitgliederzahl betragen, wie dies auch in Krankenkassen am häufigsten der Fall ist. Aber im Gewerkskrankenverein waren es (1897) sogar 100 Proz. (im ganzen 98 000 Fälle). Dessen Statistik scheint alle Krankheitsfälle einzuschliessen, auch die, welche keine Erwerbsunfähigkeit bedingen, während bei den Zwangskassen nur die Fälle registriert werden, bei denen Krankengeld gezahlt wird. Man sieht, wie gross der Spielraum für die Willkür ist, und man muss sich eigentlich wundern, dass noch so viele Uebereinstimmung zwischen verschiedenen Erhebungen herrscht, wie wir sie thatsächlich finden werden.

Aber auf noch grössere Schwierigkeiten wird man stossen, wenn man die Volkszählungen oder ähnliche Erhebungen verwertet. Sehr häufig werden gelegentlich der Volkszählungen Auskünfte betreffend gewisse Gebrechen, wie Idiotie, Wahnsinn, Taubstummheit und Blindheit gesammelt. Wie leicht derartige Fälle sich der Umfrage entziehen, bedarf keiner Erörterung. Die Eltern werden nur widerstrebend den Blödsinn ihrer Kinder erkennen, und folglich wird die Idiotie anscheinend viel häufiger unter älteren Kindern auftreten als unter jüngeren, wozu noch kommt, dass dieses Gebrechen in der ersten Kindheit vielleicht überhaupt schwer zu bestimmen ist. Eine andere Schwierigkeit liegt darin, dass die Definition nicht immer einheitlich ist; einige Länder verstehen unter Idiotie nur den angeborenen Blödsinn, andere schliessen auch die später eintretenden Formen ein. Und was z. B. die Geisteskrankheit betrifft, so sind dafür die Grenzen äusserst flüssig, und teilweise werden wohl auch hier viele Fälle sich der Beobachtung entziehen, namentlich wo der Betreffende nicht in einer Anstalt, sondern in Familienpflege untergebracht ist. Aber selbst wenn alle Fälle gewissenhaft verzeichnet sind, wird eine Statistik über derartige Gebrechen leicht irreführen. Eine europäische Bevölkerung mit einer starken Auswanderung wird anscheinend in gewissen Altersklassen eine grössere Häufigkeit dieser Gebrechen aufweisen als eine transatlantische mit grosser Einwanderung, denn die Auswanderer sind meistens körperlich und geistig gesunde Leute. Die Schlussfolgerungen, die man aus derartigen Erhebungen zieht, sind daher nicht so sicher, wie man wünschen möchte.

Auch in betreff der Morbilität hat man durch direkte Zählung Auskunft gesucht. So hat eine parlamentarische Arbeiterkommission in Norwegen durch eine sogenannte repräsentative Zählung 1894 82 000 Personen auf dauernde und vorübergehende Invalidität untersucht[1]), und auf einer

---

1) Ueber die Methode vgl. u. a. A. N. Kjœr og E. Hanssen: Sozialstatistik I, Kristiania 1898—99; die Ergebnisse hat die Kommission mir wohlwollend zur Verfügung gestellt.

statistischen Konferenz in Hobart wurde beschlossen, bei der Volkszählung 1891 in den australischen Kolonien nach der Kränklichkeit wie nach sonstigen körperlichen und geistigen Gebrechen zu fragen. Dass die Grenzbestimmungen hier sehr flüssige sind, bedarf keiner Beweisführung. Viele werden nur an die Behinderung der Erwerbsfähigkeit denken, und die australischen Beobachtungen werden daher für die Kinder leicht lückenhaft ausfallen (in Norwegen behandelte man nur die erwachsene Bevölkerung); und im erwerbsfähigen Alter wird man sogar mit vollem Recht unter sehr verschiedenen Gesichtspunkten bei Beantwortung der Fragebogen verfahren, weil gewisse Gebrechen und Krankheiten in einer Profession erwerbsunfähig machen, in einer anderen nicht oder nur in beschränktem Masse. Wie viele Schwierigkeiten mit einer solchen Zählung verbunden sind, zeigt die Erhebung in New South Wales[1]). Eine weibliche Person, die sich als krank angiebt, bezeichnet sich als verliebt (in love), eine zweite nennt ihre Krankheit Heisshunger (a voracious appetite); ein Ehemann beschreibt seine Frau als gesund, aber ungemütlich (bad-tempered). Derartige Fälle sind wohl aber kaum je zu vermeiden und können vielleicht zur Erfrischung während der Behandlung der trockenen Zahlenreihen dienen. Der Berichterstatter selbst meint übrigens, dass, von Epilepsie und Idiotie abgesehen, die Auskünfte im ganzen zuverlässig sind.

Ich werde nun im Folgenden, leider also mit allerlei Vorbehalt, eine kleine Auswahl der besprochenen Erhebungen mitteilen. Später werde ich vielfache Gelegenheit finden, auf diese oder jene statistische Fundgrube zurückzukommen; dasselbe gilt für gewisse interessante Untersuchungen anthropometrischer Art, die ich an dieser Stelle meistens übergehen muss.

8. Die norwegische Erhebung, betreffend die dauernde und vorübergehende Invalidität, ergab folgende Hauptresultate:

Von 100 gezählten Personen in jeder Altersklasse waren dauernd oder vorübergehend invalid:

Alter		M.	W.
17—24	Jahre	0,6	0,6
25—34	"	0,7	0,6
35—44	"	0,8	1,4
45—54	"	1,4	2,1
55—64	"	3,9	6,0
65—74	"	14	19
75—	"	40	47
Zus.	"	3,7	4,7

Wie man sieht, nimmt die Invalidität mit wachsendem Alter rasch zu; während sie in den jungen Jahren eine seltene Ausnahme ist, wird sie im Greisenalter ausserordentlich häufig. Denkt man sich, dass diese Zahlen die durchschnittlichen Zustände während des Jahres ausdrücken, so wird man finden, dass auf 100 erwachsene Männer 3,7 mal 365 Invaliditätstage kommen, also durchschnittlich $13\frac{1}{2}$ Tage auf die Person, bei den Frauen 17 Tage. Aber während die Alten durchschnittlich viele Wochen invalid sind, gilt dies für die jungen Leute nur für ein paar Tage jährlich. Interessant ist die Beobachtung, dass die Frauen durch-

1) T. A. Coghlan: General Report on the Eleventh Census of New South Wales. Sydney 1894.

gängig häufiger invalid sind, als die Männer, nach anderen Erhebungen trifft dies meist nur für das geschlechtsreife Alter zu.

Bei der australischen Erhebung sind gewisse Fälle mitgezählt, die wahrscheinlich in der norwegischen Untersuchung ausgeschlossen waren. Etwa 5 Proz. der in New South Wales und Victoria beobachteten Fälle waren z. B. solche, wo die betreffenden ein Auge verloren hatten. In der untenstehenden Tafel habe ich einige Hauptergebnisse für New South Wales zusammengezogen, indem ich einerseits die schlechthin als krank Aufgeführten, andererseits sämtliche Fälle von Gebrechen und Krankheiten zusammen fasste.

Von 100 Personen in jedem Geschlecht und jeder Altersklasse waren

	krank		krank oder an Gebrechen leidend	
Alter	M.	Fr.	M.	Fr.
0—4 Jahre	0,31	0,30	0,41	0,36
5—9 „	0,35	0,33	0,75	0,62
10—14 „	0,30	0,33	0,93	0,76
15—19 „	0,41	0,50	1,31	1,04
20—24 „	0,63	0,81	1,55	1,28
25—34 „	0,70	0,98	1,85	1,57
35—44 „	1,05	1,28	2,92	2,47
45—54 „	1,64	1,62	4,37	3,48
55—64 „	3,1	2,5	7,2	5,2
65—74 „	5,8	4,2	12,2	9,1
75—84 „	11	6	21	14
85— „	13	11	24	25
Zus.	0,94	0,85	2,29	1,61

Wie man sieht, stimmen die Zahlen insofern mit der norwegischen Erhebung überein, als auch hier eine starke Zunahme mit dem Alter erkennbar ist. Im geschlechtsreifen Alter ist die Krankheit auch hier häufiger beim weiblichen als beim männlichen Geschlecht. Dies gilt jedoch nicht, wenn man sämtliche Gebrechen ins Auge fasst, und im vorgerückteren Alter (wie in den Kinderjahren) behauptet das männliche Geschlecht im ganzen das übliche Uebergewicht. Dies alles wird jedoch verständlicher werden, wenn wir etwas mehr ins Einzelne eingehen.

9. Was vorerst die geistigen Gebrechen betrifft, so seien hier einige Zahlen von New South Wales angeführt:

Von 10 000 Einwohnern in jeder Altersklasse waren:

	Idioten		Epileptiker		Paralytiker		Geisteskranke	
Alter	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0—10 Jahre	0,7	0,5	1	1	2	2	0,3	0,5
10—20 „	4	4	4	4	5	3	5	4
20—40 „	3	2	5	3	4	3	32	24
40—60 „	3	3	3	2	17	10	87	83
60— „	4	10	4	3	68	63	114	104
Zus.	2,7	2,3	3,4	2,5	8,7	6,2	32	23

Die Zahlen für Idioten und Epileptiker sind zu klein, um zuverlässige Schlüsse zuzulassen; so sind über 60 Jahre nur 13 männliche und 20 weibliche Idioten gezählt worden. Es ist übrigens nicht unwahrscheinlich, dass viele Idioten als geisteskrank (insane) gezählt worden sind. Ferner ist auch nicht ausgeschlossen, dass viele an Altersschwäche leidende Personen in die Gruppe der Geisteskranken aufgenommen wurden. In anderen Ländern wird man wohl am häufigsten verhältnismässig mehr männliche als weibliche Idioten finden, dagegen nach Erreichung eines gewissen Alters mehr männliche als weibliche Geisteskranke; die erwähnte

Verschiebung mag Schuld an der Thatsache sein, dass hier fast während des ganzen Lebens die männlichen Geisteskranken verhältnismässig am häufigsten auftreten. Zum Vergleiche führe ich einige Zahlen für Schweden (1890) an.

Von 10 000 Einwohnern jeder Altersklasse waren

Alter	Idioten		Geisteskranke	
	M.	W.	M.	W.
0—10 Jahre	3	2	—	—
10—20 „	21	16	1,9	1,7
20—40 „	31	21	28	19
40—60 „	22	15	41	40
60— „	13	9	26	38
Zus.	19	13	18	18

Wie man sieht, sind hier die Idioten beim männlichen Geschlecht am stärksten vertreten, die Geisteskranken über 60 Jahre beim weiblichen.

Für die Idioten hat man in Schweden ein Maximum im Alter 20—40. Dies mag mit der grossen Sterblichkeit der idiot Geborenen zusammenhängen. Um dies zu untersuchen, habe ich die Statistik der beiden dänischen Anstalten „Gamle Bakkehus“ und „Ebberödgaard“ für einen 40-jährigen Zeitraum bearbeitet[1]). Im ganzen wurden 438 männliche und 279 weibliche Idioten während der Beobachtungsperiode eingetragen. Auch diese Thatsache deutet auf die grössere Häufigkeit beim männlichen Geschlecht hin. Von den betreffenden Personen starben 110 bezw. 66. Der Unterschied der Sterblichkeit der männlichen und weiblichen Idioten schien nach den Beobachtungen in allen Altersklassen unbedeutend zu sein, und ich habe es daher vorgezogen, um grössere Zahlen zu erhalten, die beiden Beobachtungsreihen zusammen zu fassen.

Es starben von 100 Personen jährlich:

Alters-jahre	Idioten Lebens-jahre	Idioten Todes-fälle	unter Idioten	in der allgem. Bevölkerung 1880—89 M.	in der allgem. Bevölkerung 1880—89 W.
5—10	404,0	32	8	0,7	0,8
10—15	1163,0	54	5	0,4	0,6
15—20	993,0	42	4	0,5	0,6
20—25	477,5	19	4	0,7	0,6
25—30	252,5	13	5	0,7	0,7
30—35	139,5	4		0,7	0,8
35—40	102,5	1		0,8	0,8
40—45	88,5	2		1,0	0,9
45—50	47,0	1		1,3	1,0
50—55	25,0	1	4	1,7	1,2
55—60	11,5	2		2,3	1,7
60—65	7,0	3		3,3	2,6
65—70	0,0	0		4,7	3,9
70—75	8,5	0		7,0	5,8
75—80	1,5	2		10,5	9,3
Zus.	3721,0	176			

Die Sterblichkeit ist also in den jüngeren Jahren bei den Idioten vielmal grösser als in der allgemeinen Bevölkerung, und während sonst das Minimum der Sterblichkeit etwa bei 10—15 Jahren eintritt, scheint dies hier erst in den reiferen Jahren der Fall zu sein. Uebrigens scheint die Sterblichkeit der Idioten auch nach 30 Jahren recht bedeutend zu sein. Eine Be-

1) Oesterreichische Versicherungszeitung, 25. Febr. 1899.

völkerung mit dem Altersaufbau der Idioten würde nach der dänischen Sterbetafel für die über 30 Jahr alten Personen eine Sterblichkeit gleich etwa 1 Proz. haben, während hier 4 beobachtet wurden.

Interessant ist es auch, dass schwachsinnige Kinder ausserordentlich häufig an Sprachgebrechen leiden. Nach den oben citierten Untersuchungen litten von 250 Schülern in den Kellerschen Anstalten für Schwachsinnige nicht weniger als 124 an Sprachgebrechen. Von diesen stammelten 106.

Auch in den Schulen für normale Kinder schienen die mit Sprachgebrechen behafteten geistig etwas hinter ihren Mitschülern zurückzustehen, wenngleich von dieser Regel sehr viele Ausnahmen zu verzeichnen sind. Denken wir uns die Kinder in einer Klasse, 100 an der Zahl, nach den Schulzeugnissen geordnet, so sollte man für ein Kind durchschnittlich etwa Nummer 50 erwarten. Thatsächlich hatten aber die

Kinder mit Stottern	Nummer	55
„ „ Näseln	„	60
„ „ Stammeln	„	67
„ „ Lispeln	„	61

Wie diese Sprachgebrechen vom Alter abhängig waren, liess sich übrigens nicht ganz klarstellen. Vielleicht werden nämlich Schüler mit Sprachgebrechen öfters verhältnismässig länger in der Schule bleiben als die gesunden; es würde daraus für die älteren Jahrgänge eine stärkere Besetzung mit Kindern jener Art sich ergeben, als den Thatsachen entspricht. Das Lispeln schien im ganzen vom Alter unabhängig, das Stammeln schien mit dem Alter abzunehmen, wogegen Stottern und Näseln eher die entgegengesetzte Tendenz zeigten.

Wie die Idioten, sind auch die Geisteskranken im ganzen sehr stark dem Tode ausgesetzt. Nach norwegischen Ermittelungen 1892—96[1]) war in Heilanstalten und Asylen für Geisteskranke die Intensität der Sterblichkeit für Männer etwa 7 Proz. jährlich, für Frauen etwa 6 Proz. Da das Durchschnittsalter bei der Aufnahme (1896) etwa 40 Jahre war und der jährliche Abgang ausserordentlich gross, würde eine gesunde Bevölkerung mit entsprechender Altersbesetzung eine sehr viel geringere Sterblichkeit haben. Uebrigens bestanden sowohl mit Rücksicht auf das Geschlecht als die Sterblichkeit grosse Verschiedenheiten. Melancholie und Manie waren häufiger unter Frauen als unter Männern, umgekehrt dagegen Dementia. Die Insania hysterica ist dem weiblichen Geschlecht eigentümlich, dagegen war Alkoholismus am häufigsten unter Männern, ebenso die meistens in Verbindung mit Syphilis stehende Gehirnparese (Paralysis generalis). Inwieweit diese letztere Krankheit sich mit der Paralyse der australischen Statistik deckt, muss dahingestellt bleiben. An Insania hysterica war die Sterblichkeit eine fast verschwindende, die an Dementia Leidenden hatten eine Sterblichkeit gleich 6 Proz. für Männer, 5 Proz. für Frauen. Für Melancholie waren die Zahlen 9 bezw. 11 Proz. Die mit Paralyse behafteten Männer hatten eine Intensität der Sterblichkeit von nicht weniger als 50 Proz., und während sonst mehrere andere Formen der Geisteskrankheit gute Chancen einer Besserung oder gar einer vollständigen Genesung gaben, scheinen jene Unglücklichen gar keine Aussicht auf Genesung zu haben.

1) Vgl. Oversigt over Sindssygeanstalternes Virksomhed i Aaret 1896 (Kristiania 1898) und frühere Jahrgänge.

10. Um nun zu den Taubstummen zu kommen, so wird man bei diesen häufig eine recht eigentümliche Altersbesetzung beobachten können, indem einzelne Jahresklassen nämlich eine sehr starke Besetzung aufweisen. So war in Schweden am 31. Dezember 1890 die Anzahl der Taubstummen im Alter 35—40: 600, dagegen wurden nur 514 30 bis 35jährige und 488 40—45jährige Taubstumme ermittelt. Ebenso konnte man ein eigentümliches Minimum im Alter 20—25 beobachten. Im ganzen war die Häufigkeit unter 10 000 Personen jeder Altersklasse die folgende:

Alter	Schweden M.	Schweden W.	New South Wales M.	New South Wales W.
0—10 Jahre	4	3	3	2
10—20 „	14	10	7	6
20—40 „	19	14	3	3
40—60 „	18	12	2	4
über 60 „	10	7	1	4
Zus.	13	10	3,5	3,4

Im ganzen scheint die Taubstummheit beim männlichen etwas häufiger als beim weiblichen Geschlecht zu sein. Was die ungleichförmige Altersbesetzung betrifft, so dürften namentlich die Epidemien von Gehirn- und Rückenmarkentzündung als Ursache aufzufassen sein. Die genannten Krankheiten grassierten z. B. in Dänemark Anfang der Siebziger in Nord- und Westjütland. Zwei Fünftel aller taubstummen Kinder, die 1872—73 geboren wurden, stammten aus diesen Gebieten, die nur ein Siebentel der Gesamtbevölkerung des Reiches umfassten[1]).

In Norwegen waren (1885) unter 1841 Taubstummen, von welchen kaum die Hälfte „erworbene", die übrigen „angeborene" Taubstummheit aufwiesen, 283 Fälle erworbener Taubstummheit auf Gehirnentzündung (darunter Meningitis cerebro-spinalis) zurückzuführen, 243 auf Scharlach und 23 auf Masern[2]). Interessant ist auch, dass Taubstummheit sehr häufig mit Blödsinn auftritt; so waren in Dänemark unter 830 taubstummen Kindern 61 blödsinnig.

Die nachgewiesenen Ursachen der Taubstummheit machen es schwierig, aus der Altersbesetzung sichere Schlüsse mit Rücksicht auf die Sterblichkeit der Taubstummen zu ziehen (Uchermann l. c., p. 51 f.); unter günstigen hygienischen Bedingungen scheinen die nicht blödsinnigen taubstummen Kinder recht gesund zu sein; dass in späteren Jahren die häufig schlechte ökonomische Lage der Taubstummen in Verbindung mit sonstigen Gebrechen eine grosse Sterblichkeit hervorruft, ist allerdings nicht unwahrscheinlich, aber diesbezügliche zuverlässige Beobachtungen sind schwer zu erlangen.

Der Vollständigkeit wegen muss auch noch Taubheit erwähnt werden, trotz der grossen Lücken, die hier wahrscheinlich vorhanden sind. Wie verschieden die Zahlenangaben sein können, dürfte aus der Thatsache hervorgehen, dass New South Wales mit 1,1 Million Einwohnern 1891: 1347 Taube hatte, Dänemark mit 2,2 Millionen 1890 nur 395, wogegen die Zahlen der Taubstummen 383 bezw. 1411 waren. Uebrigens scheint der Zusammenhang mit dem Alter und Geschlecht in beiden Ländern einigermassen derselbe zu sein; die Männer scheinen ungefähr dieselbe Wahrscheinlichkeit zu haben, taub zu werden, wie die Frauen, und die Gefahr scheint mit dem Alter zuzunehmen.

---

1) H. Mygind: Dövstumhedens Udbredelse i Danmark. Hospitalstidende 1890 u. Westergaard: Nogle Bemærkninger om Hyppigheden af Dövstumhed, Kjh. 1898.

2) Uchermann, De Dövstumme i Norge I. Kristiania 1896, p. 200 f.

Von 10 000 Personen jeder Altersklasse in New South Wales waren taub:

Alter	M.	W.
0—10 Jahre	0,6	1,3
10—20 „	4	4
20—40 „	8	8
40—60 „	26	30
60— „	102	92
Zus.	13	11

Auch die Beobachtungen über Blindheit zeigen ein eigentümliches Gepräge. Auf der einen Seite hat man die mit dem Alter sehr zunehmende Wahrscheinlichkeit, blind zu werden, auf der anderen die durch Fortschritte in der Behandlung der Neugeborenen mit fortschreitender Kultur stark abnehmende Häufigkeit der im Kindesalter entstehenden Blindheit. Aus beiden Ursachen wird die Blindheit verhältnismässig häufig im höheren Alter sein.

Von 10 000 Personen jeder Altersklasse

Alter Jahre	waren blind				hatten den Gebrauch eines Auges verloren	
	Schweden		New South Wales			
	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0—10	1,0	0,8	0,7	0,9	3	1
10—20	3	3	2	3	7	4
20—40	6	5	3	3	14	4
40—60	10	8	12	11	33	9
60—	35	37	67	83	68	21
Zus.	8	8	7	6	16	4

Wie man sieht, ist — aus recht erklärlichen Ursachen — die Wahrscheinlichkeit, ein Auge zu verlieren, für den Mann viel grösser als für die Frau, und die relative Anzahl derartiger Personen nimmt mit dem Alter bedeutend zu.

Endlich mögen nach der New South Wales-Statistik einige Zahlen mit Rücksicht auf Unfälle u. dgl. mitgeteilt werden.

Von 10 000 Personen jeder Altersklasse

Alter	waren Krüppel		hatten ein Glied verloren		waren wegen Unfall invalid	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0—10 Jahre	8	6	0,6	0,4	3	2
10—20 „	18	13	5	1	15	3
20—40 „	13	7	11	1	24	3
40—60 „	28	14	19	4	38	8
60— „	106	78	30	5	50	28
Zus.	19	11	9	1,3	20	4

Wie man sieht, ist auch hier die Gefahr viel grösser für die Männer als für die Frauen, und mit dem Alter nimmt die Häufigkeit der Gebrechen zu. Etwa einer von 100 über 60 Jahr alten Männern ist ein Krüppel, $^1/_2$ Proz. invalid, $^1/_3$ Proz. eines Gliedes verlustig gegangen. Die Sterblichkeit der Invaliden wird in einem späteren Kapitel behandelt werden.

11. Die Statistik von N. S. Wales verzeichnet auch eine kleinere Anzahl Aussätziger. Grösseres Material stellt die gleichzeitige indische Volkszählung in dieser Beziehung zur Verfügung[1]).

Von 10000 jeder Altersklasse waren Aussätzige:

Alter (Jahre)	M.	W.
0—4	0,2	0,1
5—9	0,4	0,3
10—14	1,5	1,0
15—19	3,6	1,8
20—24	5,3	2,0
25—29	7,5	2,5
30—34	10,8	3,5
35—39	14,7	4,4
40—44	18,0	5,2
45—49	20,1	5,9
50—54	21,6	5,9
55—59	20,1	6,6
60 und darüber	18,8	5,7
Zusammen	7,4	2,5

Nach diesen Erhebungen stellen die Männer weit mehr Aussätzige als die Frauen; dies dürfte jedoch meist auf der Lebensweise der Bevölkerung beruhen.

Nach den Erfahrungen für Norwegen[2]) scheint das männliche Geschlecht in dieser Beziehung nicht bedeutend mehr gefährdet zu sein, als das weibliche. Im Alter 40—60 waren 1891 bei beiden Geschlechtern etwa 11 per 10000 befallen, über 60 etwa 11 bezw. 9 und zwischen 20 und 40 7 bezw. 6; für unter 20jährige waren die Zahlen 0,6 und 0,4. Versucht man aus den freilich nicht ganz sicheren Auskünften die Intensität der Sterblichkeit der Aussätzigen zu berechnen, so wird man auf Grundlage von 464 Sterbefällen aus den Jahren 1891—95 die folgenden Zahlen finden:

Von 100 Aussätzigen jedes Geschlechts und Alters starben jährlich:

Alter (Jahre)	M.	W.
0—20	11	8
20—40	10	12
40—60	12	8
60—	17	12
Zusammen	13	10

Man beobachtet hier also ein recht rasches Absterben dieser Unglücklichen; vielleicht sind die weiblichen Patienten etwas weniger vom Tode bedroht als die männlichen, auch nimmt wohl die Sterblichkeit der Befallenen mit dem Alter etwas zu, doch jedenfalls nicht in auffallendem Grade. Interessant ist es übrigens, zu sehen, wie der Kampf gegen diese Krankheit in Norwegen von Erfolg begleitet gewesen ist, indem binnen fünf Jahren die Anzahl der Aussätzigen von 960 bis auf 688 abnahm.

Es würde ausserordentliches Interesse haben, auch für andere Krankheiten die Sterblichkeit der Patienten vom Zeitpunkte an, da die Krankheit konstatiert wurde, zu ermitteln. Für akute Krankheiten liegen allerdings einige Beobachtungen vor, aber über die Wirkung der chronischen Krankheitszustände auf die Lebenschancen wird es sehr

1) Census of India 1891. General Report by J. A. Baines. London 1893.

2) Beretning om de Spedalske i Norge i Femaaret 1891—95. Kristiania 1898, 1886—90, 1892.

schwierig sein, gute Beobachtungen zu beschaffen. Ich werde in einem folgenden Kapitel auf diese Frage zurückkommen.

12. In vielen Beziehungen wird man mit Hilfe der Rekrutenstatistik und ähnlicher anthropometrischen Erhebungen Aufklärungen über die Kränklichkeit der Bevölkerung gewinnen können; einzelner bezüglicher Arbeiten wird in einem späteren Kapitel gedacht werden. Im übrigen sind in Rücksicht auf die Krankheitsverhältnisse wohl die Berichte der Krankenkassen die ergiebigste Quelle. Hierbei werden wir in erster Linie auf der englischen Krankenkassenstatistik fussen können, und ich will daher mit deren letztem offiziellen Bericht anfangen[1]). Trotz aller auf die Herstellung eines einheitlichen Beobachtungsmaterials verwandten Mühe beweist eben dieser Bericht in mehrfacher Richtung die Unmöglichkeit, vollständig klare Beobachtungen zu beschaffen. Nicht nur, dass alte Krankenkassenmitglieder nach der persönlichen Auffassung des Berichterstatters W. Sutton häufig keinen Anspruch auf Unterstützung erheben, dass also die Kränklichkeit in diesen Altersklassen kleiner erscheint, als sie ist, sondern es haben auch die Krankenkassen höchst verschiedene Bestimmungen mit Rücksicht auf nachhaltige Krankheiten. Schon der gewaltige Umfang des Materials (für Männer 1876 bis 80 — das Hauptmaterial — 1,66 Million Beobachtungen) bedingt eine grosse Schwierigkeit, indem es fast ausgeschlossen erscheinen muss, die vielen Verschiedenheiten zu berücksichtigen, und man nicht Resignation genug gehabt hat, einige vollständig klare und einheitliche Fälle herauszuwählen; die Untersuchung hätte dann viel klarere Resultate ergeben, wenn man auch die Werte der Krankheitsfrequenz und Kränklichkeit auf Grundlage kleinerer Beobachtungszahlen hätte berechnen müssen.

Ein Missstand liegt nun ferner darin, dass für 1876—80 keine Frauenvereine Berichte einsandten, man also, um Vergleiche anstellen zu können, auf ältere Tafeln angewiesen ist. In der Untersuchung ist für das weibliche Geschlecht die Periode 1856—75 bearbeitet, für welche aber dann eine entsprechende Männertafel nicht gegeben wird; da sowohl in der allgemeinen Gesundheit wie in der Praxis der Krankenkassen Verschiebungen stattgefunden haben und auch die statistische Bearbeitung nicht ganz einheitlich war, wird man aus diesen Tafeln kaum zuverlässige Schlüsse mit Rücksicht auf Geschlechtsverschiedenheiten ableiten können; ich werde mich daher in der nächstfolgenden Darstellung auf die Männertafel für England-Wales 1876 bis 1880 beschränken. Die untenstehende Tafel fusst auf Beobachtungen nach voller dreijähriger Mitgliedschaft; die Werte sind ausgeglichen. Unter: Woche wird eine sechstägige Arbeitswoche verstanden; die Sonntage mit ihren etwaigen Krankheiten sind also nicht mitgerechnet. Letzteres ist selbstverständlich von geringem Belang, denn eintägige Krankheiten werden nur eine verschwindende Rolle spielen.

(Siehe Tabelle p. 243.)

Es geht aus dem oben Entwickelten hervor, dass die Nachrichten über die langdauernden Krankheiten kaum vollständig sein können; die Zahlenreihen sind aber auf diesem Punkte so eigentümlich, dass man im allgemeinen Ueberblick kaum beträchtlich über den Verlauf mit dem Alter irren wird. Die Zahlenreihen deuten auch auf die grossen Schwierig-

---

1) Copy of Special Report on Sickness and Mortality experienced in Registered Friendly Societies. London 1896.

keiten hin, die sich der Ausgleichung derartiger paralleler Gruppen entgegenstellen. Noch deutlicher zeigen sich dieselben vielleicht bei den hier nicht berücksichtigten Unterabteilungen.

Auf 1000 Mitglieder jeder Altersklasse kommen jährlich:

Alter in Jahren	Todes-fälle	Krankheitswochen nach der Dauer der Krankheit in							
		den ersten 4 Wochen	4—8 Wochen	8—13 Wochen	13—26 Wochen	Zweitem Halbjahr	Zweitem Jahr	Drittem Jahr oder später	Zusammen
10	6,40	404	91	30	35	10	—	—	570
15	5,95	451	114	61	53	21	29	5	734
20	7,02	510	125	69	71	45	42	25	887
25	5,72	476	123	68	69	39	39	35	849
30	7,09	476	134	80	89	55	50	73	957
35	9,02	521	157	94	104	73	69	128	1 146
40	10,66	569	184	113	131	86	84	201	1 368
45	13,28	636	226	142	169	116	123	295	1 707
50	17,30	741	275	174	206	160	178	444	2 178
55	23,89	812	341	230	287	232	278	708	2 888
60	34,02	936	424	313	443	402	444	1 359	4 321
65	49,89	1096	562	456	694	752	863	2 722	7 145
70	72,33	1176	685	591	989	1221	1592	5 984	12 238
75	116,18	1183	727	664	1179	1558	2148	10 961	18 420
80	143,44	888	642	630	1227	1730	2820	17 135	25 072
85	204,05	1062	699	552	686	781	2730	28 436	34 946

Im Greisenalter fällt, wie man sieht, das Hauptgewicht auf die langwierigen Krankheiten, im Jugendalter auf die kürzeren. Vergleicht man z. B. die Alter 20, 50 und 80 Jahre, so wird man im erstgenannten Alter eine durchschnittliche Kränklichkeit in den ersten 13 Wochen gleich 704 Wochen finden, im 50. und 80. Jahre bezw. 1190 und 2160 Wochen, also eine Zunahme, die mit der Sterblichkeit nicht Schritt halten kann. Was oben p. 24 gelegentlich der dänischen Krankenkassenstatistik nachgewiesen wurde, stimmt hiermit gut überein, in Anbetracht dessen dass die dänischen Krankenkassen die Unterstützung wesentlich nur auf beschränkte Zeit gewähren. Anders bei den langdauernden Krankheiten. Ueber ein Vierteljahr haben wir in den drei erwähnten Altersklassen 183 bezw. 988 und 22912 Wochen, also eine kolossale Zunahme mit dem Alter. Auf jeden Todesfall würden in den beiden Zeitabschnitten im Alter 20 etwa 100 bezw. 26 Wochen fallen, zusammen etwa 2½ Jahre. Im 50. Jahre hat man ebenfalls zusammen etwa 2½ Jahre, diese verteilen sich aber mit nur 57 Wochen auf die ersten drei Monate und mit 69 auf die spätere Zeit. Endlich hat man im 80. Jahre über drei Jahre auf jeden Todesfall, die sich mit nur 15 Wochen auf die ersten drei Monate und 160 Wochen auf die spätere Zeit verteilen. Die Krankheiten sind somit in den älteren Jahren allerdings verhältnismässig nicht sehr häufig, dauern aber dann um so länger; und das Ergebnis wird dieses sein, dass ein 80jähriger durchschnittlich etwa das halbe Jahr krank ist, während jederzeit nur 4 Proz. der 50jährigen Krankenkassenmitglieder krank waren und nur 1,7 Proz. der 20jährigen.

Deutlicher werden diese Erscheinungen vielleicht hervortreten, wenn wir nach der Anzahl der Krankheitsfälle fragen. Da diese im englischen Bericht nicht ausgeglichen sind, bin ich auf die unausgeglichenen Zahlen

angewiesen. Die folgende kleine Uebersicht wird in dieser Beziehung genügen.

Auf 1000 Mitglieder kamen jährlich:

Alter (Jahre)	Neue Erkrankungsfälle	Krankheitsfälle die 1—2 Jahre dauerten	die schon seit 2 Jahren oder länger dauerten	Unausgeglichene Anzahl Krankheitswochen
20	238	1	0	899
30	216	1	2	978
40	231	2	5	1 372
50	273	5	10	2 145
60	309	12	31	4 183
70	370	39	131	12 248
80	272	63	371	24 656

Wie man sieht, nimmt die Häufigkeit der Krankheiten nicht auffallend mit dem Alter zu, ja im 80. Jahre treten nur 272 neue Krankheiten ein, gegen 370 im 70. Jahre. Dagegen waren die dauernden Krankheitsfälle im Jugendalter sehr selten, mit dem Alter steigt die Häufigkeit aber enorm, und namentlich sind diese chronischen Zustände ausserordentlich häufig im Greisenalter. Wenn man also nicht imstande ist, das Krankenkassenmaterial nach Altersklassen zu zerlegen, wird es am unbedenklichsten sein, die Krankheitsfrequenz (die Häufigkeit der neuen Fälle) zu benutzen.

Ueber die Kränklichkeit in den Greisenjahren sind natürlich nur wenige Beobachtungen vorhanden. Schon für 80 Jahre verfügt die englische Statistik nur über 606,5 Beobachtungsjahre, für 85 über nur 113 u. s. w. Zieht man die Beobachtungen nach Altersgruppen zusammen, so erhält man die folgenden Zahlen, die übrigens, wie oben entwickelt, mit allem Vorbehalt aufgenommen werden müssen.

Alter (Jahre)	Beobachtungen	Absolute Anzahl der neuen Krankheitsfälle	Absolute Anzahl der Krankheitswochen	Relative Anzahl für jedes Mitglied der neuen Krankheitsfälle	Relative Anzahl für jedes Mitglied der Krankheitswochen
80— 84	1 774	433	48 541	0,24	27
85— 89	305	60	9 412	0,20	31
90—100	66	12	2 080	0,2	32

Hiernach scheint die Krankheitsfrequenz in Abnahme begriffen und die Zunahme der Krankheitsdauer ins Stocken geraten zu sein, was recht wohl mit der oben ausgesprochenen Hypothese, betreffend die Sterblichkeit der Alten, harmoniert; man wird aber nicht übersehen dürfen, dass namentlich für die Aeltesten die Beobachtungen recht spärlich sind; die 66 Beobachtungen im Alter 90—100 beziehen sich z. B. nicht auf 66 verschiedene Personen, sondern auf eine viel geringere Zahl u. s. w. Klein wie die Zahlen sind, darf man auch wenigstens sagen, dass die Beobachtungen über die Sterblichkeit der Krankenkassenmitglieder nicht in Disharmonie mit der erwähnten Hypothese stehen.

13. Auch die Beobachtungen betreffend das Kindesalter sind wenig umfassend und ausserdem kaum brauchbar. Nur der Vollständigkeit wegen teile ich die folgenden Zahlen mit:

Alter (Jahre)	Anzahl der Beobachtungen	Neue Krankheitsfälle	Krankheitswochen	Relative Krankheitsfrequenz	Relative Kränklichkeit (Wochen)
4	33,5	—	—	—	—
5	49,5	1	2	—	—
6	50	4	23	0,08	0,5
7	110,5	9	29	0,08	0,3
8	215,5	20	85	0,09	0,4
9	505	70	264	0,14	0,5
10	705	119	395	0,17	0,6
11	1011,5	185	602	0,18	0,6
12	1247,5	244	921	0,20	0,7
13	1577	264	807	0,17	0,5
14	1799,5	335	1118	0,19	0,6
15	2172,5	417	1477	0,19	0,7

Man würde nach diesen Ermittelungen versucht sein anzunehmen, dass das Minimum der Kränklichkeit etwas früher eintritt als das Minimum der Sterblichkeit, was jedoch kaum voll berechtigt ist, da die Beobachtungen, betreffend die jüngsten Kinder, wahrscheinlich am unzuverlässigsten sind. Man wird wohl kaum auf den Zahlen für die Altersjahre 4—8 bauen dürfen. Aber auch für die späteren Jahre dürften die Zahlen unvollständig sein. So ergab eine Statistik der Schulversäumnisse wegen Krankheit, dass (unter Berücksichtigung der Ferientage und Sonntage) die Schüler beiderlei Geschlechts in den Kopenhagener Volksschulen durchschnittlich 1874—78 jährlich 11,8 Krankheitstage hatten, also viel mehr als nach den englischen Berichten; die Kinder waren durchschnittlich etwa 10 Jahre alt. Im Laufe des Schuljahres (also ohne die Ferien) wurden jährlich durchschnittlich 1,8 Versäumnisse wegen Krankheit für jeden Schüler verzeichnet. Dies dürfte besser mit den alltäglichen Beobachtungen über die Gesundheitsverhältnisse der Kinder stimmen als die englischen Zahlen. Die meisten derartigen Versäumnisse sind wohl auf sehr leichte und schnell verlaufende Krankheitsfälle zurückzuführen, im Gegensatz zu den reiferen Jahren des Lebens. Es würde übrigens ein leichtes sein, derartige Beobachtungen durch umfassenderes Studium der Schulstatistik genügend zu ergänzen.

Die hier angeführte Auffassung wird auch durch Erfahrungen für Basel bestätigt; vgl. Moser und Schmid: Voranschlag über die jährlichen Kosten der staatlichen Krankenpflege. Bern 1893, p. 6.

Noch geringer ist selbstverständlich unser Wissen betreffend die ersten Kinderjahre; und man wird schwerlich dazu kommen, für diese zureichende Beobachtungen anzustellen. Das Hauptinteresse liegt aber doch schliesslich bei der Mitte des Lebens, vom Beginn des erwachsenen Alters bis zu dem Zeitpunkt, da die Arbeitskraft anfängt zu erlahmen.

Es ist hier der Ort, einige Beobachtungen über die Gesundheitszustände der Zähne bei Schulkindern mitzuteilen (vgl. oben p. 226).

Von 100 Zähnen waren angegriffen bei

	Knaben		Mädchen	
	Milchzähne	Bleibende Zähne	Milchzähne	Bleibende Zähne
Kinder mit Rachitis:	42	20	49	24
Bleichsüchtige und magere Kinder:	34	16	38	16
Wohlgenährte und gesund aussehende Kinder:	32	14	37	15
Zusammen:	33	15	38	16

Diese Zahlen deuten auf einen Zusammenhang zwischen dem Gesundheitszustand des ganzen Körpers und der Zähne hin; speziell sind die Zähne der rachitischen Kinder verhältnismässig häufig angegriffen; dies zeigt sich auch, selbst wenn man die thatsächlich gefundenen kleineren Verschiedenheiten in der Altersbesetzung berücksichtigt. Von 100 angegriffenen (oder exstirpierten) Zähnen waren bei rachitischen Kindern 66 stark angegriffen, bei bleichsüchtigen 59 und bei gesunden Kindern 57.

Die Schneidezähne, sowohl die bleibenden als die Milchzähne, waren im ganzen recht gut erhalten. Im 13. Jahre, wo die Milchzähne dieser Art fast verschwunden sind, fanden sich durchschnittlich 0,4 der betreffenden 8 Zähne angegriffen. Noch besser war der Zustand der etwas später entwickelten Augenzähne. Anders bei den Backenzähnen, die in nicht geringem Grade der Destruktion unterliegen. Namentlich erkennt man aber die Verheerungen an dem sogenannten Sechsjahrs-Molar, der sich unter normalen Verhältnissen im 6. Altersjahr entwickelt; auch der vierte Backenzahn ist wahrscheinlich wenig haltbar, da aber die Entwickelung desselben häufig recht spät erfolgt, sind die hier für vorliegenden Zahlen weniger beweiskräftig.

Der Sechsjahrs-Molar.

Alter (Jahre)	Knaben: Anzahl der Zähne	Knaben: Angegriffene Zähne	Mädchen: Anzahl der Zähne	Mädchen: Angegriffene Zähne
7	3,7	1,2	3,9	1,5
8	4,0	1,5	4,0	2,0
9	4,0	1,8	4,0	2,2
10	4,0	1,9	4,0	2,3
11	4,0	2,1	4,0	2,4
12	4,0	2,3	4,0	2,6
13	4,0	2,3	4,0	2,5
Zusammen	4,0	1,9	4,0	2,2

Diese Zähne haben also eine sehr geringe Widerstandsfähigkeit; schon im siebenten Jahre sind sehr viele zerstört, und im Alter von 13 Jahren sind nur noch $\frac{2}{5}$ derselben frisch. Bei rachitischen Kindern war die Anzahl der angegriffenen oder exstirpierten Zähne dieser Art durchschnittlich im Alter von 13 Jahren 3,1, bei bleichsüchtigen beider Geschlechter 2,8, bei gesunden Kindern 2,3.

Zwischen Ober- und Unterkiefer herrschen bedeutende Unterschiede; die Schneidezähne des Oberkiefers sind etwas schwächer als die des Unterkiefers, umgekehrt aber bei den Backenzähnen. Ebenso interessant ist die Thatsache, dass die rechte Seite des Mundes durchschnittlich bessere Zähne hat als die linke; betrachtet man nur die ersten 24 Zähne, so ergiebt sich als Zahl der angegriffenen (oder exstirpierten) Zähne:

		Knaben	Mädchen
Oberkiefer	rechts	1,08	1,12
	links	1,12	1,17
Unterkiefer	rechts	1,25	1,39
	links	1,28	1,40

Unter derselben Voraussetzung wird man finden, dass unter 1000 Kindern

	Knaben	Mädchen
keine angegriffenen Zähne hatten	84	69
1	86	71
2	120	104
3	108	117
4	148	147
5—8	322	327
9—12	109	134
13—16	19	28
17—20	3	2
21—24	1	1

Ein vollständig gesundes Gebiss ist also verhältnismässig selten. Im 8. bis 9. Altersjahr haben nur 5 Proz. der Kinder ganz frische Zähne; die Ablösung der Milchzähne durch bleibende Zähne verbessert aber dann die Verhältnisse, und im 13. Jahre haben 13 Proc. der Knaben und 10 Proc. der Mädchen ganz gesunde Zähne.

14. Indem ich mich nun mit Rücksicht auf die Kränklichkeit hauptsächlich an die Mitte des Lebens halte, greife ich eine Untersuchung von K. Heym heraus, betreffend die Erfahrungen der Versicherungsgesellschaft „Gegenseitigkeit" zu Leipzig [1]). Allerdings ist das Material nur geringen Umfanges, aber desto einheitlicher und durchsichtiger. Die Beobachtungsperiode ist 1856—80; die Zeit, für welche Unterstützung gewährt wurde, war 1½ Jahre. Es folgen hier die wichtigsten Ergebnisse:

Männer.

Alter (Jahre)	Anzahl der Beobachtungen	Auf 1000 beobachtete Personen kamen jährlich			Durchschnittliche Zahl der Krankheitstage pro	
		erkrankte Personen	Krankheitsfälle	Krankheitstage	erkrankte Person	Krankheitsfall
15—19	847,5	25,8	29,5	5,70	22,05	19,31
20—24	2 173,5	24,5	28,2	5,55	22,69	19,72
25—29	5 899,0	21,3	24,6	4,90	23,04	19,94
30—34	8 715,5	20,4	24,0	5,56	27,33	23,20
35—39	8 785,0	21,2	25,0	6,19	29,23	24,77
40—44	7 274,5	21,7	26,4	7,98	36,79	30,26
45—49	5 429,0	21,3	25,8	8,09	37,98	31,29
50—54	3 379,5	21,9	26,6	9,11	41,65	34,28
55—59	1 691,5	25,9	31,3	14,69	56,72	46,97
60—64	657,5	23,6	29,2	14,07	59,70	48,20
65—69	222,5	28,3	36,9	14,35	50,68	38,94
70—74	49,0	24,5	38,8	10,84	44,25	27,95
75—79	3,0	33,3	66,7	13,00	39,00	19,50
Zus.	45 127,0	21,7	25,8	7,07	32,64	27,43

---

1) Anzahl und Dauer der Krankheiten in gemischter Bevölkerung. Fünfundzwanzig Jahre Erfahrungen der Versicherungsgesellschaft Gegenseitigkeit zu Leipzig. Leipzig 1884 (zweite Ausgabe des oben p. 109 angeführten Werkes.)

Frauen.

Alter (Jahre)	Anzahl der Beobachtungen	Auf 1000 beobachtete Personen kamen jährlich			Durchschnittliche Zahl der Krankheitstage pro	
		erkrankte Personen	Krankheitsfälle	Krankheitstage	erkrankte Person	Krankheitsfall
15—19	1 659,5	18,1	20,3	4,39	24,31	21,64
20—24	4 398,5	18,9	21,5	6,05	32,08	28,12
25—29	5 300,5	17,5	20,2	6,51	37,20	32,14
30—34	5 637,5	16,4	19,0	6,13	37,51	32,35
35—39	5 543,5	17,6	20,2	6,95	39,57	34,45
40—44	4 917,0	16,5	18,9	7,26	44,10	38,49
45—49	3 987,5	16,6	18,7	6,98	42,16	37,30
50—54	2 902,0	15,7	18,0	7,64	48,62	42,47
55—59	1 686,5	17,0	19,1	9,08	53,34	47,54
60—64	758,5	17,7	19,9	12,05	68,21	60,53
65—69	244,0	19,7	21,7	8,96	45,56	41,26
70—74	57,5	36,5	40,0	20,78	56,90	51,96
75—79	5,0	40,0	40,0	17,60	44,00	44,00
Zus.	37 097,5	17,2	19,7	6,88	40,05	35,01

Vergleicht man hier die Anzahlen der Krankheitstage der Männer und der Frauen, so wird man einen ähnlichen Unterschied wie bei der Sterblichkeit wahrnehmen. Ausserhalb der Altersperiode, wo das Geschlechtsleben der Sterblichkeit das Gepräge giebt, scheinen die Frauen im ganzen günstiger daran zu sein als die Männer; die in entgegengesetzter Richtung weisenden Beobachtungen über 70 sind nicht zahlreich genug, um Schlussfolgerungen zu gestatten. Die Krankheitsfälle sind relativ seltener beim weiblichen Geschlecht, die Dauer der Krankheiten durchschnittlich länger. Ein etwas anderes Ergebnis folgt übrigens aus der sorgfältigen italienischen Statistik[1]), auf welche ich auch später häufig zurückkommen werde (vgl. auch oben p. 235—236). Nach deren Ermittelungen (1881—85) sind die folgenden Thatsachen zu verzeichnen.

Alter (Jahre)	Auf 100 Mitglieder kamen jährlich Krankheitsfälle		Jedes Mitglied hatte durchschnittlich jährlich Krankheitstage	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
10—15	23,5	45,2	3,9	8,6
15—20	27,6	30,3	4,9	6,1
20—25	25,1	35,2	5,0	7,8
25—30	26,6	32,7	5,4	8,0
30—35	25,6	33,3	5,1	8,9
35—40	27,8	30,3	6,0	7,7
40—45	27,3	33,8	6,2	9,3
45—50	28,9	29,4	6,8	8,2
50—55	30,4	35,0	7,9	9,3
55—60	32,8	32,1	9,2	9,7
60—65	36,1	40,1	11,2	10,0
65—70	40,4	37,2	13,4	8,2
70—75	39,7	34,9	14,7	12,0
75—80	33,7	35,9	13,4	11,3
80 und darüber	22,2		7,8	
Zusammen	28,3	32,9	6,6	8,5

1) Tavole della frequenza e durata delle malattie osservate nelle persone inscritte a società dé mutuo soccorso. Annali di Statistica. Roma 1892.

Wie man sieht, ist der Unterschied im geschlechtsreifen Alter zu Gunsten der Männer grösser als bei der Leipziger Kasse, und die Häufigkeit der Krankheiten ist in einer längeren Strecke des Lebens grösser unter den Frauen als unter den Männern.

Die Kassen beobachten ein verschiedenes Verfahren mit Rücksicht auf die ersten Tage der Krankheit, die Zahlen sind jedoch hier so bearbeitet, dass diese Fehlerquelle als verschwindend zu betrachten ist. Im ganzen lagen 277 000 Beobachtungen vor, unter diesen jedoch nur 23 000 für Frauen (teilweise in Krankenkassen für Frauen), also für das weibliche Geschlecht ein wenig umfassendes Material, zumal nicht so einheitlich wie bei der Leipziger Kasse. Diese beiden Umstände sind vielleicht die Erklärung der abweichenden Ergebnisse.

Auch die dänische (p. 24 citierte) Krankenkassenstatistik kommt zu Ergebnissen, die mit den Erfahrungen der Leipziger Kasse nur teilweise stimmen. Die grössere Kränklichkeit der Frauen in der gebärfähigen Lebensperiode kommt allerdings auch hier zum Vorschein und dürfte eine recht allgemeine Erscheinung sein. Aber auch hier scheint die Häufigkeit der Krankheitsfälle eine grössere im weiblichen Geschlecht als im männlichen zu sein.

15. Ueber die Dauer der Krankheiten enthalten sowohl die italienische Statistik wie Heym's Arbeit interessante Auskünfte, jedoch ohne Rücksicht auf das Alter. In der Leipziger Kasse waren die Verhältnisse folgende:

Unter 10 000 kranken Personen jedes Geschlechts dauerte die Krankheit:

Tage	bei Männern	bei Frauen
1—6	1 704	856
7—13	3 038	2 216
14—20	1 637	1 734
21—27	952	1 246
28—34	659	841
35—41	413	637
42—48	295	435
49—55	204	341
56—62	152	243
63—69	134	226
70—76	86	131
77—83	85	131
84—90	66	108
91—181	350	570
182 und mehr	225	285
Zusammen:	10 000	10 000

Die Krankheiten von kurzer Dauer sind also bei den Männern relativ viel häufiger als bei den Frauen gewesen. Ein Drittel der Krankheiten bei den Frauen, fast die Hälfte bei den Männern dauerte noch nicht zwei Wochen, nur wenige Prozent mehr als ein halbes Jahr; dass aber eben die letzteren für die Krankenkassen äusserst kostspielig sein können, braucht hier nicht näher dargelegt zu werden.

Noch häufiger scheinen die kurzen Krankheiten bei den italienischen Kassen zu sein. So wurde auf Grundlage der Statistik, betreffend ca. 10 000 Krankheitsfälle, gefunden, dass etwa ein Viertel 1—6 Tage dauerte; unter 1000 dauerten nämlich:

1	1 Tag
12	2 Tage
35	3 „
55	4 „
78	5 „
80	6 „
739	7 und darüber

Aus einer anderen Beobachtungsreihe von etwa 5000 Krankheitsfällen ging die folgende Promilleverteilung hervor:

unter 21	Tage	dauerten	671
21—90	„	„	296
91—182	„	„	27
über 182	„	„	6

In seinen umfassenden Berichten, betreffend die beiden Krankenkassenorden the Rechabites (Enthaltsamkeitsmänner) und the Foresters[1]) hat Neison ebenfalls die Dauer der Krankheiten behandelt. Er fand die folgenden Thatsachen, die ich der Vollständigkeit wegen mitteile; die Zahlen beziehen sich auf Männer, bei den Rechabites für die Jahre 1878—87, bei den Foresters für 1871—75.

Alter (Jahre)	Rechabites				Foresters			
	Auf 1000 Mitglieder kamen jährlich Krankheitswochen							
	Erste 6 Monate	6—12 Monate	Zweites Jahr	Drittes Jahr und später	Erste 6 Monate	6—12 Monate	Zweites Jahr	Drittes Jahr und später
unter 25	964	61	23	9	778	34	14	5
25—35	903	68	35	13	784	53	31	42
35—45	1059	118	70	102	967	94	66	118
45—55	1316	199	132	219	1305	174	126	309
55—65	1496	392	332	695	1926	424	375	1007
65—75	2599	1303	1579	2982	3186	1166	1308	3555
75—	2870	2120	3378	11932	4138	2225	2619	9104

Das Hauptgepräge dieser Zahlen ist dasselbe wie nach dem offiziellen englischen Bericht; in den Jugendjahren das Vorherrschen der kurzen Krankheiten, im Greisenalter dagegen der chronischen.

Es würde zu weit führen, hier andere Berichte über die Krankenkassen anzuführen; ich werde später Gelegenheit finden, mehrmals auf die Frage nach der Morbidität zurückzukommen. Nur eine Frage soll hier noch in Verbindung mit den Krankenkassen berührt werden, nämlich die nach den einzelnen Krankheitsursachen.

16. Wir stehen hier vor einer schwierigen und nur teilweise behandelten Aufgabe. Während die Todesursachenstatistik recht gut bearbeitet worden ist, sowohl nach Alter wie nach Geschlecht, gilt dies nur in geringem Grade von den Krankheitsursachen. Es würde allerdings ein leichtes sein, durch die Krankenhausstatistik über ausserordentlich umfassende Beobachtungsreihen zu verfügen, aber diese Thatsachen bedürfen selbstverständlich einer Ergänzung für die ausserhalb des Krankenhauses behandelten Krankheiten; und zwar werden gewisse Krankheiten, z. B. solche epidemischer Art, verhältnismässig häufiger ausserhalb des Krankenhauses behandelt werden als andere, so wie auch wahrscheinlich mit

1) Vgl. oben p. 109.

Rücksicht auf Alter und Geschlecht — von Beruf und Wohlstand ganz zu schweigen — grosse Verschiedenheiten bestehen.

Auch die Verzeichnisse der praktischen Aerzte, betreffend die von ihnen behandelten Krankheitsfälle, dürften im allgemeinen zu lückenhaft und häufig zu wenig nach Alter, Geschlecht u. s. w. specialisiert sein, um für unseren Zweck dienen zu können. Handelt es sich um den Verlauf und die Verbreitung einer Epidemie, so werden allerdings derartige Auskünfte ergiebige Fundgruben sein, nicht so sehr, aber wenn es gilt, die Häufigkeit der Krankheiten in einer gewissen Altersklasse zu bestimmen.

Es bleibt dann schliesslich die Krankenkassenstatistik, aber auch hier sind Nachrichten über die Krankheitsursachen selten. Das Hauptinteresse der Kassen liegt an der Anzahl der Krankheitstage, weniger an der Ursache der Krankheit, und nur gelegentlich wird man eine Statistik über die Krankheitsursachen finden. Allerdings giebt es, wie schon berührt, für Deutschland mehrfach Auskünfte über die Krankheitsursachen, aber meist ohne Rücksicht auf das Alter. Etwas ausführlicher ist die italienische Statistik, denn sie giebt Beobachtungen über die Häufigkeit und die Dauer der einzelnen Krankheiten oder Krankheitsgruppen für Krankenkassenmitglieder im Alter 15—60. Ich greife zwei Berufsgruppen heraus mit 29 600 bezw. 19 200 Mitgliedern[1]).

	Landwirte und Gärtner			Schuhmacher, Gerber, Sattler und Handschuhmacher		
	Auf 100 Mitglieder fielen jährlich		Durchschnittsdauer der Krankheit in Tagen	Auf 100 Mitglieder fielen jährlich		Durchschnittsdauer der Krankheit in Tagen
	Krankheitsfälle	Krankheitstage		Krankheitsfälle	Krankheitstage	
Malaria	5,37	83,80	16	1,85	27,76	15
Typhus	0,39	12,71	33	0,29	9,69	34
Gastrisches und rheumatisches Fieber	4,26	63,17	15	3,37	46,57	14
Andere Infektionskrankheiten	0,57	10,09	18	0,56	10,30	18
Tuberkulöse Krankheiten	0,15	8,57	58	0,16	13,47	84
Andere konstitutionelle Krankheiten	0,24	8,72	36	0,16	7,58	47
Krankheiten im Nervensystem	1,41	38,45	27	1,56	46,49	30
„ der Sinnesorgane	1,11	23,96	22	1,41	34,57	24
„ in den Respirationsorganen	5,20	131,45	25	4,79	128,44	27
„ im Herz und den Blutgefässen	0,29	7,49	26	0,35	11,68	33
„ in den Verdauungsorganen	3,67	62,29	17	3,58	64,13	18
Bruch	0,07	1,21	18	0,02	0,68	33
Krankheiten in den Geschlechtsorganen	0,08	2,02	26	0,15	3,44	6
„ im Harnwege	0,13	4,25	33	0,19	6,39	33
Hautkrankh. u. Krankh. d. subkutan. Gewebes	3,70	60,72	16	4,15	75,14	18
Krankheiten der lokomotorischen Organe	3,13	61,16	20	2,55	67,20	26
Läsionen	4,25	75,48	18	3,10	53,22	17

Wirft man einen Blick auf diese Tafel, so wird man finden, dass ausser dem einen reichlichen Monat dauernden Typhusfieber, welches auch in anderen Erwerben im ganzen diese Dauer hat, die epidemischen Krankheiten meist nur ein paar Wochen in Anspruch nehmen. Das Malariafieber tritt auf dem Lande sehr häufig auf. Uebrigens sind die Differenzen zwischen den beiden Berufsklassen mit Rücksicht auf die

1) Einzelne Fehler im Bericht habe ich thunlichst berichtigt.

Krankheitsfrequenz auffallend klein, zum Teil auch mit Rücksicht auf die durchschnittliche Zahl der Krankheitstage pro Mitglied und Krankheitsfall.

Die tuberkulösen Krankheiten, die in den Todtenlisten eine so grosse Rolle spielen, sind hier aus recht naheliegenden Ursachen verhältnismässig selten; eben der Umstand, dass die Krankenkassen vorzugsweise Krankheiten kürzerer Dauer berücksichtigen, trägt zu einer Erklärung dieser Thatsache bei. Verhältnismässig recht häufig sind die Läsionen, die durchschnittlich 2—3 Wochen dauern, die Krankheiten in den Verdauungs- und den Respirationsorganen (unter welchen z. B. die Lungenentzündung); auch die Hautkrankheiten und dgl. liefern ein grosses Kontingent.

Für Berlin liegen einige Beobachtungen vor über die Dauer einzelner Krankheiten mit tödtlichem Ausgang; so war 1896 die Dauer der Diphtherie 8—9 Tage, des Scharlachfiebers 9—10 Tage, während Unterleibstyphus und gastrisches Fieber durchschnittlich etwa 2½ Wochen dauerten.

Aus den Erfahrungen für Berlin, betreffend die dem Krankenversicherungsgesetz entsprechenden Kassen, entnehme ich folgende einzelne Thatsachen[1]). Unter den ca. 91 000 Erkrankungen im Jahre 1895 fielen gegen 17 000 auf Lungenschwindsucht und andere Krankheiten im Respirationswege. Lungenschwindsucht war — wie in der italienischen Statistik — verhältnismässig selten vertreten, im ganzen mit 629 Krankenfällen; die Arbeitsfähigkeit wird bei dieser Krankheit meist erst in den letzten Stadien ganz aufhören; auf diese 629 Krankheitsfälle kamen nicht weniger als 392 Sterbefälle, während sonst die Sterbefälle nur 2 Proz. der Krankheitsfälle ausmachten; auch die Lungenentzündung trat in dieser Beziehung hervor. Wunden aller Art, Quetschung, Kontusion, Verbrennung, Verbrühung u. s. w. verfügten im ganzen über etwa 12 000 Fälle mit nur ½ Proz. Sterbefällen; zu den Krankheiten mit vielen Todesfällen gehörten aber Krebs, Herzkrankheiten, Nieren- und Gehirnkrankheiten. 8000 epidemische Krankheitsfälle verliefen im ganzen ohne grosse Opfer, selbst 184 Fälle von Diphtherie endeten nur dreimal mit dem Tode, 7800 Fälle von Grippe nur 32mal.

Dass aber diese Zahlen nur eine unvollkommene Vorstellung von der Häufigkeit der einzelnen Krankheitsformen geben, zeigt die Statistik des oben (p. 234) erwähnten Gewerkskrankenvereins. Unter den 93 000 Krankheitsfällen im Jahre 1896 befanden sich 7432 Verletzungen, 578 metallische Intoxikationen, 141 alkoholische Intoxikationen, 3199 chronische Hautkrankheiten und sogar 5324 Geschlechtskrankheiten.

So kann man dieses Kapitel nicht ohne einen Seufzer schliessen; nicht so sehr wegen der Mängel der Sterblichkeits- und Krankheitsstatistik, deren Abstellung der Zukunft überlassen werden kann — ist es doch immerhin ein Vergnügen, die Lösung derartiger Aufgaben gewissermassen schon aus der Vogelperspektive zu sehen — wohl aber wegen der vielen Mängel, die wahrscheinlich nie sich werden beseitigen lassen und die für alle Zeiten die Umrisse des Bildes, das man zeichnen möchte, undeutlich machen werden. Etwas zur Klärung wird jedoch hoffentlich eine Vertiefung in die Einzelheiten der folgenden Darstellung beitragen.

---

1) Vgl. Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin, XXIII, 1898, p. 307 f.

Siebentes Kapitel.

Die ehemalige und die jetzige Sterblichkeit.

1. Eine Darstellung der Geschichte der Sterblichkeit und der Bevölkerungsbewegungen überhaupt gehört zu den interessantesten, aber zugleich schwierigsten Aufgaben der Statistik. Dies wird schon aus der im Kapitel 2 versuchten Geschichte der Sterblichkeitsstatistik erhellen. Nur hin und wieder kann man ein Streiflicht auf diese oder jene Frage werfen, indem man mittelbare oder unmittelbare Beobachtungen zusammenstellt.

Wohl findet man in der Litteratur der verschiedenen Völker viele Zeugnisse von dem Gesundheitszustande in vergangenen Zeiten, aber eben diese Zeugnisse dürfen meist nur mit der grössten Vorsicht benutzt werden. Auf diesem Punkte ist überhaupt die Geschichtsschreibung einer grossen Gefahr ausgesetzt. Der einzelne Berichterstatter wird häufig nur ein lückenhaftes Bild seiner Zeit schaffen können. Ein Autor des klassischen Altertums beschreibt vielleicht die Sittenlosigkeit seiner Zeit, man wird aber trotz all seiner Gewissenhaftigkeit darüber nicht unterrichtet, ob diese Sittlichkeitsverhältnisse nur in den oberen Schichten der Gesellschaft herrschten, oder ob auch die breiteren Bevölkerungsschichten und die umwohnenden Völker des grossen römischen Reiches ebenso verdorben waren. Und wenn die Sozialphilosophen damals wie heute sehr häufig vom Rückgang des menschlichen Geschlechts in Bezug auf Gesundheit und Kraft reden, so ist es fraglich, ob nicht vielleicht dieser Pessimismus ein gemeinschaftlicher Zug des menschlichen Charakters ist, indem man unter dem Eindruck der thatsächlichen Verderbnis vieler Zeitgenossen in der grauen Vorzeit die guten moralischen und physischen Zustände zu finden meint, nach denen man sich sehnt, und ob nicht dadurch die etwaige grössere zeitgenössische Sittenlosigkeit in noch trüberem Lichte erscheint. Die Rückschritte wie die Fortschritte des menschlichen Geschlechts können, mit anderen Worten, nur durch eine sehr tiefgehende Forschung blosgelegt werden.

Nur so viel darf man wahrscheinlich als einigermassen feststehend betrachten, dass die Sterblichkeit im 19. Jahrhundert in den Kulturstaaten bedeutend niedriger gewesen ist, als in den meisten früheren Jahrhunderten. Hierfür wird man, wie wir sehen werden, nicht nur zahlreiche positive Beobachtungen beibringen können, sondern auch die Thatsache, dass die Bevölkerung der Kulturstaaten im 19. Jahrhundert ungemein rasch zugenommen hat. Wenn Europa seine Volkszahl von 1800—1900 mehr als verdoppelt hat, so ist leicht zu erkennen, dass eine entsprechende Bevölkerungsbewegung früher unmöglich ununterbrochen stattgefunden haben kann, denn bei einer Verdoppelung in 100 Jahren würde Europa

z. B. um das Jahr 1000 nicht eine Million und am Anfang unserer Zeitrechnung nicht 1000 Seelen gezählt haben können. Dass aber die europäischen Gebietsteile des damaligen römischen Reiches viele Millionen Bewohner hatten, ist ausser Zweifel. Nun beruht ferner dieser Unterschied des Bevölkerungszuwachses kaum auf anderer Geburtshäufigkeit. Viele Zeugnisse der Statistik deuten eher darauf hin, dass die Natalität in Abnahme begriffen ist, als dass sie zunimmt. Es dürfte daher im allgemeinen der Sterblichkeitskoëfficient im 19. Jahrhundert kleiner sein als in der Vorzeit. Die ehemalige Altersbesetzung scheint aber dort, wo Beobachtungen vorliegen, nicht wesensverschieden von der jetzigen gewesen zu sein, und man gelangt somit zu dem Ergebnisse, dass die heutigen Sterblichkeitsverhältnisse in den Kulturstaaten ungemein günstig sein müssen, wenigstens in gewissen Altersstrecken. Für dieses vorläufige Resultat werden wir nun im Folgenden viele Belege vorweisen können.

2. Was wir von der Sterblichkeit im Alterthum wissen, ist sehr unbeträchtlich. Auf der Stufe der Naturvölker waren wohl die gewaltsamen Todesfälle sehr häufig — wie wir dies in viel späteren Zeiten auch bei den Kulturvölkern noch beobachten können. Das wenige, was wir über die Sterblichkeit der heutigen Naturvölker wissen, darf übrigens nur mit äusserster Vorsicht auf die früheren übertragen werden, denn die Berührung mit der europäischen Civilisation hat Verheerungen unter den heutigen Naturvölkern verursacht, die den damaligen Bevölkerungen erspart blieben. Selbst wo die Völker in die Geschichte mit einer hochentwickelten Kultur eintreten, wie in Aegypten, Griechenland und Rom, mit einer fein entwickelten Administration und Anläufen zu statistischen Erfahrungen, sind Analogieschlüsse aus dem damaligen Kulturzustande und den hygienischen Massregeln fast das einzige Mittel der Forschung. Nur die häufigen Berichte von Seuchen und anderen ansteckenden Krankheiten zeigen uns die Unsicherheit des Lebens in jenen Zeiten. Meist kommen uns diese Nachrichten zu in Verbindung mit der Beschreibung von Kriegen, in deren Gang die Seuchen damals wie im Mittelalter häufig tief eingriffen. Dies schliesst allerdings nicht aus, dass die Seuchen auch ohne diese Verbindung aufgetreten sein könnten, sie entgingen dann aber leichter der Aufmerksamkeit des Geschichtsschreibers. Als Beispiel historisch bekannter Epidemien mag hier die Pest angeführt werden, welche 430 v. Chr. während des Peloponnesischen Kriegs Athen heimsuchte, nachdem sie angeblich drei Jahre vorher in Aethiopien geherrscht und von dort sich nach Aegypten, Lybien und vielen asiatischen Ländern des persischen Reichs verbreitet hatte[1]. Die Seuche in Athen war durch die übergrosse Anzahl Landbewohner genährt worden, welche in der Stadt Zuflucht gesucht hatten; sie dauerte mehrere Jahre und verpflanzte sich nach anderen Städten; über die Natur der Krankheit ist man nicht einig. Ein zweites Beispiel ist die Pandemie, welche 166—181 n. Chr. herrschte, wahrscheinlich durch das nach der Eroberung von Seleucia heimkehrende Heer nach den Ländern verpflanzt, durch welche dasselbe zog. In Rom hauste die Pest sehr stark, aber auch viele andere Städte wurden verheert und ganze Gegenden entvölkert. Eine Pandemie wütete auch im folgenden Jahrhundert 252—68. Den Einfällen der Barbaren folgten öfters heftige Seuchen. Als z. B. 425 die Hunnen von Thracien

1) Lersch, Geschichte der Volksseuchen. Berlin 1896, p. 6 f.

aus Konstantinopel bedrohten, brach eine Epidemie aus, die das Heer zum Rückzuge zwang.

In der Bibel liest man nicht nur von Seuchen während Kriegszügen und in Friedenszeiten, sondern auch von umfassenden hygienischen Massregeln gegen Aussatz. Was man in älteren Zeiten, wie auch im Mittelalter, unter Aussatz verstand, ist jedoch nicht allein Lepra; Aussatz war ein Kollektivbegriff, der wahrscheinlich häufig auch Syphilis umfasste [1]). Jedenfalls deuten die Berichte und die getroffenen Massregeln auf einen öfters sehr schweren Uebelstand, von dem wohl auch andere Völkerschaften in derselben Weise betroffen worden.

Die Völkerschaften der alten Welt waren nun gegen derartige Heimsuchungen nicht wehrlos. Wäre dies der Fall gewesen, so hätten nicht die vielen Grossstädte bestehen können. Selbst wenn die früheren Vorstellungen von der Bevölkerungsdichtigkeit auf dem Lande und der Volkszahl der Städte manchmal übertrieben waren, so war wenigstens Rom von der letzten Zeit der Republik an eine Grossstadt im modernen Sinne des Worts, und ohne hygienische Massregeln würde eine solche Anhäufung von Menschen kaum möglich gewesen sein. In der That lesen wir von energischen Bestrebungen im Altertum zur Bekämpfung der Seuchen. In den mosaischen Büchern wird man mit interessanten hygienischen Vorschriften bekannt gemacht.

Aber die Hygiene war nicht auf das Judentum beschränkt. Wie die Ausgrabungen in Khorsabad unweit von Ninive erwiesen haben, dass man 700 Jahre v. Chr. gepflasterte Strassen kannte und Kloaken zu bauen wusste [2]), so verstanden auch die Römer die Strassen zu pflastern und ein grossartiges Kloakensystem anzulegen, welches teilweise noch heute in Gebrauch ist. Auch eine ausgezeichnete Wasserversorgung mit Einzelleitungen zu vielen Privathäusern gehörte der Stadt, und diese wie andere Einrichtungen waren nicht der Weltstadt eigentümlich. Pompeji z. B. fing um 44. v. Chr. an, seine Strassen zu pflastern, und die Stadt hatte eine wohlentwickelte Wasserversorgung. Selbst Waterclosets scheinen den Römern bekannt gewesen zu sein. Trotz der schlechten Wohnungsverhältnisse und der engen Strassen war Rom durch das Kloakensystem, die Strassenregulierung und die Wasserversorgung gegen viele Verheerungen geschützt, die sonst unvermeidlich gewesen wären. Dass man daselbst schon 312 v. Chr. verbot, die Leichen in der Stadt zu begraben oder zu verbrennen, zeugt von einer Einsicht, die man erst in der neueren Zeit wieder gewonnen hat.

Daneben gab es aber im Altertum auch eine ganze Reihe von Missständen in hygienischer Beziehung. Die Anhäufung und die ganze Behandlung der Sklaven in den Steinbrüchen oder in den Latifundien z. B. war kaum für die Gesundheitsverhältnisse günstig.

Nach dem Entwickelten wird man wahrscheinlich so viel sagen dürfen, dass es an Beweisen für die Annahme gebricht, das Leben sei in der alten Kulturwelt wesentlich mehr gefährdet gewesen als in den modernen Staaten vor ein paar Menschenaltern, vielleicht mit Ausnahme der Kriegs- und Seuchenjahre. Es wird aus dem Folgenden erhellen, dass

1) Hirsch, Handbuch der historisch-geographischen Pathologie, 2. Ausgabe, II, 1883, p. 5. Creighton, A History of Epidemies in Britain, I, 1891, p. 71 f. Proksch, Die Geschichte der venerischen Krankheiten, I, 1895, p. 170.

2) Nielsen, Om Oldtidens Byhygiejne. Tidsskrift for Sundhedspleje, I, Række VI, 1898, p. 55 f., vgl. betr. die Wasserversorgung bei den Griechen F. Hueppe, Zur Rassen- und Sozialhygiene der Griechen im Altertum und in der Gegenwart, 1897.

trotz ungeheurer Verschiedenheiten in den äusseren Lebensverhältnissen der typische Verlauf der Sterblichkeit nach dem Alter in unserer Zeit im ganzen derselbe geblieben ist, selbst wenn man quantitative Verschiedenheiten beobachten kann, und da nun die alte Kulturwelt in vielen Beziehungen günstige äussere Lebensbedingungen aufwies, steht nicht zu erwarten, dass die Vitalität der damaligen Menschen wesensverschieden von derjenigen der heutigen war. Es dürfte wohl auch aus den biographischen Einzelheiten, betreffend historisch bekannte Personen, wie aus anderen Beobachtungen erhellen, dass die damaligen Menschen in der Pubertätsentwickelung wie in anderen körperlichen und geistigen Eigenschaften keineswegs wesentlich von den heutigen Kulturvölkern abwichen. Die Altersverhältnisse, welche Plato und Aristoteles z. B. als wünschenswert für die Gatten hinstellten, lassen nicht annehmen, dass die Griechen früher alterten als wir. Die Zahlen, welche auf Ulpianus zurückgeführt werden (vgl. p. 28), können wohl auch in der Richtung gedeutet werden, dass das menschliche Leben damals nicht viel kürzer oder länger war als in der Neuzeit. Dies alles ist aber allerdings nur Vermutung, und selbst der überzeugendste Analogieschluss kann die fehlende direkte Beobachtung nicht ersetzen.

3. In vielen Beziehungen bezeichnet das Mittelalter einen Rückschritt in der Hygiene, selbst wenn man in Rücksicht zieht, dass nun viele Völkerschaften in die Geschichte eintraten, von denen man im Altertum wenig oder gar nichts wusste, und man also hier wirklicher Vergleichspunkte entbehrte. Die Arzneikunst der Alten war wohl grösstenteils verloren gegangen, die Stadthygiene wieder gesunken; wenn das Stadtleben nicht schon aus anderen Ursachen sehr zurückgedrängt gewesen wäre, würde dieser Tiefstand der Gesundheitspflege vielleicht eine Entvölkerung der Städte hervorgebracht haben. Die gewaltsamen Todesursachen waren wahrscheinlich sehr häufig, namentlich in den höheren Schichten der Bevölkerung. Es ist bezeichnend, dass von den englischen Königen der Normannenzeit und des Hauses Anjou die Hälfte eines gewaltsamen Todes starben. Aber auf der anderen Seite kann man auch Verbesserungen der Zustände beobachten. Schon in der letzten Zeit des Altertums waren teilweise unter dem Einfluss des Christentums Fruchtabtreibungen, Ermordung der neugeborenen Kinder wie auch aller Wahrscheinlichkeit nach Selbstmorde weniger häufig geworden, auch wurden die Sklaven besser behandelt und die Sklaverei überhaupt meistens in milde Formen der Unfreiheit verwandelt. — Hungersnot und Seuchen gehörten zu den häufigen Gästen auch der mittelalterlichen Bevölkerung und lösten glückliche Zeiten mit relativ allgemeiner Gesundheit und rascher Volkszunahme ab. Unvollkommen wie die damaligen Kommunikationsmittel waren, vermochten sich dennoch die Seuchen oft überraschend geschwind zu verbreiten.

An der Schwelle des Mittelalters steht die grosse Pest, welche 543 mit Kornschiffen von Aegypten nach Byzanz verschleppt wurde, und sich von hier unter furchtbaren Verheerungen weiter verbreitete. Diese Krankheit war wahrscheinlich eine Beulenpest wie der Schwarze Tod am Schlusse des Mittelalters[1]) und hat auch vielleicht ähnliche Entvölkerungen

1) Creighton, l. c. p. 3 ff. Lersch setzt schon 540 als Pestjahr in Byzantium an (l. c. p. 35).

verursacht. In den folgenden Jahrhunderten scheint die Krankheit bald in diesem, bald in jenem Lande wieder aufgelebt zu sein. So 680 in Rom und Pavia, 664 in England und Irland. Auf die Chronikenschreiber war der Eindruck so gewaltig, dass sie z. B. behaupten, von der irischen Bevölkerung sei nur der dritte Teil am Leben geblieben. Aber auch viele andere Krankheiten suchten die Völker des Mittelalters heim. In Frankreich verursachte häufig das Mutterkorn den sogenannten Ergotismus (ignis sacer)[1]), der übrigens auch in anderen Roggen bauenden Ländern, wie in Skandinavien, furchtbare Epidemien hervorrufen konnte. In England, wo wenig Roggen gebaut wurde, war diese Krankheit nicht so häufig; dagegen erfährt man hierfür recht oft von Hungersseuchen (Dysenterie, Typhus u. s. w.). Creighton führt nicht weniger als 36 Hungersseuchen, oft von mehrjähriger Dauer, auf, die England zwischen den Jahren 1005 und 1322 heimsuchten. Auch andere Länder blieben nicht verschont. In den heutigen Zeiten ist man gewissermassen gegen Hungersnot versichert, indem sozusagen die ganze Welt Korn auf den Markt bringt und der Ackerbau selbst viel unabhängiger von den Naturverhältnissen ist als früher. Damals war es sehr schwierig, eine Gegend aus der Fülle einer anderen zu versorgen. Eine langdauernde Hungersnot herrschte in Dänemark von 1086 an, gleichzeitig mit einer Missernte in England, und war die Ursache verheerender Seuchen[2]). Auch hört man oft von Rindviehseuchen mit daraus stammender Hungersnot. So verbreitete sich von Ungarn aus im Jahre 1223, vielleicht durch mongolische Horden eingeschleppt, eine Viehseuche, die innerhalb dreier Jahre sich bis Westeuropa ausdehnte[3]). Im Jahre 1224 wütete sie besonders in Oesterreich, Mähren und Kärnten, 1225—26 in Thüringen. Dieser Viehseuche folgte grosse Hungersnot, und Pest, Hungertyphus oder andere Seuchen hausten ungefähr gleichzeitig über ganz Europa.

Die Kreuzzüge trugen wie alle Kriege selbstverständlich zur Verbreitung der Seuchen bei. Vielleicht haben sie auch zur Häufigkeit der Krankheiten, welche als Aussatz bezeichnet wurden, beigetragen, und ein Ritterorden, die Lazarusritter, wurde sogar eigens gestiftet, um die Aussätzigen zu pflegen. Schon früher war aber der Aussatz weit verbreitet; in Frankreich hatte man bereits im Jahre 460 ein Leprosorium eingerichtet[4]). In diesem Lande sollen im 13. Jahrhundert 2000 Leprosorien bestanden haben. Wenn eine Person als aussätzig betrachtet wurde, dann hatte man im Mittelalter nur ein Mittel zur Verfügung, nämlich den Kranken ganz zu isolieren, so dass er fast als lebendig begraben aufzufassen war. Der Aussätzige musste z. B. in Frankreich durch eine besondere Kleidung seine Krankheit kennzeichnen, er durfte immer nur in der Mitte der Strasse wandeln, während des Gottesdienstes nicht die Kirchen besuchen, Geländer nicht ohne Handschuhe berühren, mit einer Schnarre klappern, um die ihm Begegnenden zu warnen u. s. w. Dass viele dieser Kranken wirklich aussätzig waren, steht wohl ausser Zweifel, aber beachtenswert ist die Thatsache, dass, als mit der grossen Verbreitung, welche die Syphilis gegen Ende des 15. und im Anfang des 16. Jahrhunderts erfuhr,

1) Vgl. das Verzeichnis bei Hirsch, l. c. II, 140 f.

2) Mansa, Bidrag til Folkesygdommenes og Sundhedspleiens Historie i Danmark. Kopenhagen 1873, p. 10.

3) Lersch, l. c. p. 95.

4) E. Ehlers, Spedalskhedsspörgsmaalet med særligt Hensyn til Island. Tidsskrift for Sundhedspleje, I Række V, 1896, p. 4.

die Aerzte mit den Eigentümlichkeiten dieser Krankheit genauer bekannt geworden waren, die Zahl der Aussätzigen in kürzester Zeit zusammenschrumpfte (Hirsch l. c. II, p. 5). Jedenfalls tritt der Aussatz im engeren Sinne des Wortes allmählich ab und setzt sein Dasein nur in isolierten Gegenden, wie Island, bis zum heutigen Tage fort, wie er auch auf den Sandwichinseln seit 1850 furchtbare Verheerungen angerichtet hat, wogegen er in Norwegen stark in Abnahme begriffen ist. In Frankreich wurden die Leprosorien 1695 geschlossen, in Dänemark waren sie schon 1553 als solche aufgehoben worden. In England hat, wie Creighton meint (l. c. p. 224), der Aussatz schon unter Edward III., also im 14. Jahrhundert, kulminiert. Auch die Pocken waren im Mittelalter verbreitet; nach arabischen Geschichtsschreibern sollen sie schon im sechsten Jahrhundert n. Chr. in Arabien geherrscht haben, wenngleich umfassendere Berichte von Pockenepidemien wesentlich aus einer späteren Zeit stammen.

Von allen Verheerungen im Mittelalter ist der schwarze Tod die traurigst berühmte. Von China her scheint er den Verkehrsstrassen gefolgt zu sein. Während einer Belagerung der Stadt Kaffa (Feodosia) auf der Krim durch die Tataren hat er tiefe Wurzeln gefasst und ist von dort im Frühjahre 1347 nach Genua übergesiedelt. Mit überraschender Schnelligkeit verbreitete er sich überall in der damals bekannten Welt. Schon 1348 war er in London; Dänemark und Norwegen wurden 1349 befallen, nach Schweden gelangte er 1350; dagegen wurde die abseits gelegene Insel Island, wo 1348—49 furchtbare Pockenepidemien wüteten, von dieser Krankheit verschont. Ueber Schweden verbreitete sich der schwarze Tod weiter nach Finnland und verheerte Russland 1351—52. In der Regel dauerte die Krankheit an einem Orte vier bis sechs Monate, doch konnte sie auch ein Jahr in einer Provinz oder grösseren Stadt verweilen.

Die Völker waren gegen diese Beulenpest nur schlecht gerüstet. Ausser der Isolation der Aussätzigen war es im Mittelalter mit sanitären Massregeln schlecht bestellt. Die Kirchen waren Begräbnisstätten, und der Umstand, dass die Geistlichen in der Regel in deren unmittelbarer Nähe wohnten, war ausser der Aufopferung, mit welcher sie sich der Pflege der Kranken hingaben, eine Erklärung der ausserordentlichen Sterblichkeit unter der Geistlichkeit. In Bergen wurden an einem Tage 80 Personen begraben, darunter 14 Geistliche und 6 Diakonen; sämtliche norwegische Bischöfe mit Ausnahme eines einzigen wurden hingerafft. In East Riding (England) starben 1349 von 95 Pfarrern 60, in Nottingham's Archdeaconry waren die Zahlen 126 und 65, und in Norwich's Diocese wurden 527 Pfarrämter vakant, während nur 272 besetzt blieben. Mit diesen Zahlen stehen mehrere andere in Einklang. Von den Barfüsslern in Magdeburg blieben unter 11 nur 3 am Leben; einzelne Klöster in Marseille, fast alle in Montpellier starben rein aus (Lersch, l. c. p. 151). Die Seuche war keineswegs auf die Städte beschränkt, sondern sie erstreckte ihre Züge auch auf das Land, viele Herden waren infolge derselben ohne Hirten, die Häuser standen leer, die Aecker blieben unbebaut. Die Arbeitskräfte auf dem Lande waren durch den schwarzen Tod häufig äusserst knapp geworden, was zu verschiedenen sozialpolitischen Massregeln Anlass gab. Auch direkte Beobachtungen zeugen von der ungeheuren Sterblichkeit, selbst wenn viele Angaben nur auf Schätzung beruhen. Es scheint in London ungefähr die Hälfte der Bevölkerung gestorben zu sein. In Stockholm starben so viele, dass die Leichen unbegraben auf den

Strassen liegen blieben, und in allen Ländern starben Gemeinden vollständig aus.

Nun folgten mehrere furchtbare Pestepidemien. So wütete schon 1360—61 eine Pest in Europa, die in manchen Orten fast schlimmer hauste als der schwarze Tod, und mit kurzen Intervallen hört man in den folgenden 100 Jahren von der Bubonenpest.

Das Vorhergehende dürfte genügen, um einen Einblick in die mittelalterlichen Zustände zu erhalten. Wahrscheinlich hat es auch viele Perioden gegeben mit reichlicher Ernte, Frieden im Lande und rascher Volksvermehrung, Perioden mit relativ guten Gesundheitsverhältnissen trotz endemischer Krankheiten verschiedener Art.

Aber diese Perioden relativer Prosperität werden dann von verhängnisvollen Ereignissen unterbrochen, wie Hungersnot, Krieg, Epidemien, und diese können eine Entvölkerung herbeiführen, wie wir sie uns in der Jetztzeit mit ihrer regelmässigen Volksvermehrung kaum vorstellen können.

4. Aber auch die folgenden Jahrhunderte zeigen in vielen Beziehungen nur ein trauriges Bild. Die Einsicht der Aerzte und die ganze Gesundheitspflege standen wohl auf keiner wesentlich höheren Stufe. Der Ackerbau hatte nur wenige Fortschritte gemacht; noch im 18. Jahrhundert wimmelt es in der Litteratur von Betrachtungen über Teuerungen, Missernten und Kornspeicher; die Unfreiheit des Bauernstandes war wohl eben im 18. Jahrhundert drückender als vorher. Dass Ereignisse, wie z. B. der Dreissigjährige Krieg mit all' seinen furchtbaren Verheerungen, Fortschritte hintanhalten mussten, die vielleicht sonst stattgefunden hätten, ist selbstverständlich. Häufig ist auch von Viehseuchen die Rede. In den Städten nahm die Volksmenge allmählich zu, nicht aber weil die Stadthygiene eine grössere Volksvermehrung zuliess, sondern es beruhte die Zunahme wohl zumeist auf Einwanderung vom Lande. Mit der Anhäufung der Menschen innerhalb der Stadtmauern mehrten sich dann die Missstände, und die Städte wurden fast schlimmere Brutstätten der Seuchen als früher. Selbstverständlich werden sich hiervon glänzende Ausnahmen anführen lassen, und vielleicht haben sich auch gewisse Perioden durch recht gute Gesundheitszustände ausgezeichnet; im ganzen liessen sich jedoch die Verhältnisse Europas überaus traurig an.

Wenn man von den hygienischen Zuständen der damaligen Städte liest, wird man leichter verstehen können, dass eine Seuche Boden daselbst fand, als dass sie überhaupt wieder aufhören konnte. In einer Verordnung von 1647 wird z. B. darüber geklagt, dass in allen Strassen und Gässchen Kopenhagens massenhaft Kot und Unreinlichkeit lagere, und Bürgermeister und Rat wiesen bei derselben Gelegenheit darauf hin, dass Häfen und Kanäle der Stadt durch die Rinnsteine mit dem in den Strassen der Stadt überhandnehmenden Schmutz und Kot erfüllt würden, und dass der Schmutz auf dem Markt, den Plätzen längs der Wälle und des Strandes, ja auf den Kirchhöfen abgelagert werde. Die Thatsache, dass stets neue Verordnungen über die Reinlichkeit erlassen wurden, zeigt, wie wenig Gewicht man in der Bevölkerung auf sie legte. Die Kunst des Pflasterns stand sehr niedrig, die Pflasterung war nach keinem einheitlichen System durchgeführt, die Strassen sehr schlecht nivelliert und die Abfuhr, auch die nächtliche, unvollkommen. Das Trinkwasser war schlecht. Innerhalb der Stadt wurden Kühe und Schweine gehalten, und erst nach der Reformation fing man an, dagegen zu arbeiten — aber lange ver-

gebens. Noch während der grossen Pest von 1711 wurde von den Behörden empfohlen, die Schweinehaltung zu beschränken. Endlich war es noch bis in die neuere Zeit allgemeine Sitte in Kopenhagen wie in anderen Städten, Leichen in den Kirchen zu begraben, wo daher oft ein unerträglicher Gestank herrschte. Für Kopenhagen hörte dies erst im Jahre 1805 auf. Die Strassen waren eng und dunkel; die schlecht gebauten Häuser waren mit vortretenden Kellertreppen, Gesimsen und Ausbauten versehen, wodurch Luft und Licht abgesperrt wurden [1]). Es war daher eine Wohlthat für eine Stadt, wenn eine Feuersbrunst eintraf. Nach einer grossen Feuersbrunst in Kopenhagen 1728 wurde die Stadt nicht mehr von der Pest heimgesucht. So blieb ja auch London nach dem grossen Brande von 1666 von der Beulenpest verschont [2]).

Die hier angeführten Thatsachen dürften wohl typisch für das Stadtleben jener Zeit sein, und wie London und Kopenhagen wurden denn auch viele grosse und kleine Städte von Seuchen heimgesucht, die sich dann von dort oft weiter verbreiteten. Besonders in Kriegszeiten wurden die Städte wie die Lager der Heere Brutstätten für Epidemien. Die Menschenverluste z. B., welche 1632 vor Nürnberg während Gustav Adolphs und Wallensteins langwieriger und resultatloser Kraftprobe durch Seuchen hervorgerufen wurden, waren ungeheuer. Typhus und Dysenterie gehörten dort, wie überall in Kriegszeiten, zu den Heimsuchungen der Truppen selbst und der Bevölkerung, wo der Krieg tobte. Wie umfangreich derartige Verluste waren, davon kann man eine Vorstellung erhalten, wenn man die Kriegsverluste in den heutigen Zeiten betrachtet, wo man doch allen Ernstes von einer Kriegshygiene redet, so während des deutsch-französischen Krieges, wo die epidemischen Krankheiten und zwar hauptsächlich die Pocken ungeheuere Verluste an Menschenleben verursachten (vgl. p. 223). Während des Kriemkrieges verlor die französische Armee 95 615 Mann, von welchen 20 240 auf dem Schlachtfeld blieben oder ihren Wunden erlagen, die übrigen an Krankheiten starben [3]).

Kommen nun hierzu die übrigen Schrecken des damaligen Krieges — die wohl durch die Verwendung von Söldnerheeren nichts weniger als gemildert wurden — dann kann man sich eine Vorstellung von den Verheerungen eines vom Kriege heimgesuchten Landes in entschwundenen Zeiten bilden. Magdeburgs Eroberung und Plünderung im Jahre 1631 war gewiss nicht ohne Seitenstück.

An der Schwelle der neueren Zeit steht die im Mittelalter häufig mit Aussatz verwechselte Syphilis als furchtbarer Feind, welcher, unter verschiedenen Namen auftretend, ausserordentlich viele Menschen heimsuchte. Die Franzosen schrieben sie den Spaniern zu (spanische Pocken) oder nannten sie die neapolitanische Krankheit; in England und vielen anderen Ländern sprach man von französischen Pocken oder dergleichen (Morbus gallicus). Auch diese Krankheit wurde namentlich durch den Krieg verschleppt. Sie scheint während des Heerzuges Karls VIII nach Italien i. J. 1494 eine ausserordentliche Verbreitung wegen der Ausschweifungen der Truppen gewonnen zu haben; von Italien her dehnte die Krankheit ihre Herrschaft über alle Länder aus, bis sie zuletzt weniger häufig, vielleicht auch milder auftrat. Noch 1579 schreibt ein englischer Autor, dass von 20 in das

1) Vgl. u. a. O. Nielsen: Kjöbenhavns Historie og Beskrivelse, I, 1877.

2) Uebrigens behauptet Creighton, dass die Feuersbrunst von 1666 in dieser Beziehung ohne Einfluss war (l. c. II, p. 42).

3) Vgl. eine Note in Annales d'Hygiène, 2me série, XXXVI, 1871.

Krankenhaus St. Bartholomew aufgenommenen Personen durchschnittlich wenigstens 15 syphilitisch waren (Creighton I, p. 424).

Wie oben erwähnt, hörten die Hungerseuchen nicht auf die Völker heimzusuchen. Die heutigen Berichte von Misswachsen in Ostindien und anderen nicht-europäischen Ländern geben uns eine Vorstellung von dem ehemaligen Elende in Europa bei solchen Gelegenheiten. Auch haben wir in Europa noch im 19. Jahrhundert ein paar Mal das Schreckensbild einer Hungersnot gehabt. In Finnland stieg wegen Missernte 1866 die Zahl der Sterbefälle bis auf 62 000 (1865 war sie nur 46 000); im folgenden Jahre, 1867, starben etwa 70 000 und 1868 sogar 138 000 oder gegen 8 Proz. der Bevölkerung. Es gab Distrikte, wo ein Viertel der Bevölkerung in weniger als Jahresfrist starb. Noch allgemeiner bekannt ist die Hungersnot in Irland 1846—49, welche so viele politische Folgen in ihrem Schosse barg und durch Tod und Auswanderung die Volkszahl von 8,2 Mill. in 1841 bis auf 6,6 Mill. in 1851 verminderte; über 17 000 Personen wurden 1846—49 als unmittelbar am Hunger verstorben registriert, und Dysenterie und andere epidemische Krankheiten erheischten das Vielfache dieser Opfer; man geht wohl kaum fehl, wenn man annimmt, dass die Hungersnot $\frac{1}{2}$ Mill. Menschen ums Leben brachte. Im grossen Ganzen ist jedoch die westliche Kulturwelt im 19. Jahrhundert vor solchen Heimsuchungen verschont geblieben.

Im Jahre 1485 kam der sogenannte Englische Schweiss in England zum Ausbruch, vielleicht von Nordfrankreich durch die Mietstruppen Heinrich VII eingeschleppt. Diese Krankheit, welche sehr rasch verlief, oft mit tödtlichem Ausgang, namentlich wo man sie verkehrt behandelte, kehrte viermal in England wieder, nämlich 1508, 1517, 1528 und 1551. Nachher verschwand sie ganz oder ging in verwandte Krankheitsformen über. Der englische Schweiss von 1528 verbreitete sich über viele Länder Nordeuropas. Im Juli 1528 war er in Calais, im folgenden Jahre in Hamburg und anderen Hansestädten, von wo er weiter gegen Süden und Osten zog. In Wien traf die Seuche während der Belagerung Solimans im Herbst 1529, in Bern und Basel 1529—30 ein; auch die skandinavischen Länder wurden befallen; im August 1529 erreichte die Epidemie Norwegen und verliess erst im folgenden Jahre dieses Land; in Dänemark traf sie im September ein und herrschte wie in Norwegen mit grosser Heftigkeit; noch ärger soll sie in Schweden gewütet haben. Nach Finnland gelangte sie 1530 und hat namentlich in Wiborg und Umgebung furchtbare Verheerungen angerichtet.

Auch die Bubonenpest war ein häufiger Gast. In London war sie seit 1348 endemisch, und bisweilen brach sie mit grosser Heftigkeit hervor. Die Stadt hatte 1375 etwa 35 000 Seelen, 1532 vielleicht 60 000 und am Schluss des 16. Jahrhunderts vielleicht 150 000; im folgenden Jahrhundert war sie riesig herangewachsen und zählte 1665 gegen eine halbe Million Bewohner, war somit auch im heutigen Sinne des Wortes eine Grossstadt geworden. Aber die hygienischen Fortschritte waren nur geringfügig, und die Stadt folglich schlecht gegen Seuchen geschützt. 1603 brach z. B. eine Pest aus, die über 33 000 Opfer (nach Graunt 30 561) gekostet haben soll, 1625 gingen 41000 Menschenleben an der Pest zu Grunde (nach Graunt 35 403) und 1665 68596. Noch im folgenden Jahr, vielleicht auch 1667, gab es Epidemien an Beulenpest ausserhalb Londons, aber damit war ihre Kraft, was England betrifft, gebrochen, und sie kehrte in diesem Land nicht wieder.

In anderen Ländern dauerte sie jedoch fort. So herrschte die Pest 1677—81 in gewissen Gebieten Spaniens, im Jahre 1678 hauste sie in Ungarn und verbreitete sich u. a. über Oesterreich, Süddeutschland, Böhmen, Polen und Schlesien, im nächsten Jahre wütete sie furchtbar in Wien und richtete auch im folgenden Jahre bedeutende Verheerungen in Steiermark an, wie sie auch Leipzig und Dresden heimsuchte. 1720 brachte ein Schiff die Pest von Syrien nach Marseille, wo sie über ein Jahr dauerte. Von Marseille verbreitete sie sich nach anderen Orten, wie Toulon, wo die Hälfte der Bevölkerung gestorben sein soll. 1711 kam sie nach Kopenhagen, wo ein Drittel der Bevölkerung hingerafft wurde.

Es ist für den heutigen Kulturmenschen, welcher in der Hauptsache die Pest als eine orientalische Erscheinung auffasst, nicht leicht, die Greuel zu verstehen, welche eine solche Epidemie für eine europäische Stadt im Gefolge hatte. Als 1628 die Pest von Italien her Lyon erreichte, begann bald eine allgemeine Flucht, aber überall wurden die Flüchtlinge zurückgewiesen; die Strassen lagen voller Leichen, bisweilen wurden die Kranken schon lebend in die Leichengruben geworfen. In Mailand herrschte etwa gleichzeitig (1629—30) die Pest, deren Wirkungen durch vorhergehende Hungersnot verstärkt wurden; die ungeheure Sterblichkeit machte es fast unmöglich, die Leichen zu begraben; bald wurden die Hausthüren von aussen vernagelt oder versiegelt, wenn in den Häusern Kranke oder Leichen lagen, bald wurden sie zur Kenntlichmachung für die Leichenträger mit einem Kreuze bezeichnet; bisweilen fand man die Toten auf der Strasse, wo sie plötzlich gestorben waren, oder es waren die Leichen von den Karren heruntergeglitten oder aus den Fenstern herabgeworfen worden. Diese strenge Isolation der befallenen Häuser war allgemeine Vorsichtsmassregel. In Köln befahl man z. B. 1665—66 die Schliessung der infizierten Häuser, deren Bewohnern durch eine Oeffnung Speisen und Arzneien gereicht wurden; als Kennzeichen eines solchen Hauses diente ein angeklebtes Bildnis des Heilands.

1720 brach die Pest, wie oben angeführt, in Marseille aus und brachte das Elend auf eine unglaubliche Höhe. Die Hospitäler waren bald überfüllt; die Strassen waren mit Sterbenden und Toten bedeckt; nachdem man bereits 12 Massengräber angelegt hatte, lagen angeblich noch 2000 Tote in den Strassen umher[1]).

In Kopenhagen, damals eine Stadt mit etwa 66 000 Menschen, brach, wie oben erwähnt, 1711 eine heftige Pest aus. Als die Krankheit sich eingenistet hatte, wurde ein Sperrsystem eingeführt. Jedes Haus, in dem Pestkranke waren, wurde durch ein weisses Kreuz kenntlich gemacht, und niemand, mit Ausnahme des Arztes oder Pfarrers, durfte ein- oder ausgehen. Die Krankenpflegerinnen wurden im Hause eingeschlossen, und das Essen wurde an die Thür gebracht, durfte aber nicht eher hineingenommen werden, bevor sich nicht der Ueberbringer entfernt hatte. Die Gesunden sollten sich entweder in besonderen Zimmern im Hause aufhalten oder eine 14tägige Quarantaine durchmachen. Die grauenhaftesten Schreckensscenen zeitigte ein solcher Zustand. Die Leute flohen ihren Nächsten, wenn sie ihn angesteckt glaubten. Mütter verliessen ihre Kinder, Kinder ihre Eltern. In der grossen Pestverordnung vom 1. August 1711 wird verboten, die Kranken auf die Strasse auszusetzen, und gleichzeitig wird verboten, dem Ausgesetzten, um der eigenen Sicherheit willen, nahe zu kommen. Handel

1) Vgl. Lersch, p. 286, 290 f., 314, 345 f.

und Wandel stockte, Not und Elend herrschte überall, so dass man sogar Kleider und Betten der Gestorbenen verkaufte. Die Zufuhr von Nahrungsmitteln blieb aus, und die schlecht eingerichteten Spitäler, der Mangel an tüchtigen Aerzten u. s. w. verschlimmerten das Uebel. Die Leichenträger starben bei der Ausübung ihres Berufs, so dass es fast unmöglich war, die Toten zu begraben. Tagelang blieben sie oft liegen und verpesteten die Luft. Am 3. August 1711 zeigt z. B. die Gesundheitskommission an, dass mehrere hundert Leichen unbegraben dalägen, nur sechs gesunde Leichenträger seien übrig. Man rechnet, dass von 66000 Menschen 22000 — nach einem anderen Bericht 24000 — starben, während nur 1500 geboren wurden, unter welchen wahrscheinlich eine Menge durch die Pest hervorgerufener Aborten gewesen sind[1]).

Oft sind selbstverständlich die Zahlenangaben übertrieben, und ich habe daher nur solche angeführt, welche einigermassen zuverlässig erscheinen. Für Breslau hat man genaue Zahlen für mehr als 300 Jahre. In der letzten Hälfte des 16. Jahrhunderts wurden durchschnittlich jährlich 12—1300 Kinder getauft bei einer Bevölkerung von 30—40000. In der Regel bewegte sich die Sterblichkeit auf demselben Niveau, so dass ausser in den Pestjahren durchschnittlich ein kleiner Geburtenüberschuss eintreten konnte; aber dieser wurde in den Pestjahren mehr als verschlungen. Während der grossen Sterblichkeit von 1568 wurden 1053 getauft und starben (inkl. Totgeborenen) 6008, wohl etwa ein Sechstel der Bevölkerung, und 1585, in welchem Jahre die Pest neben Teuerung in Deutschland, Oesterreich, Italien, Frankreich und Schottland geherrscht haben soll, starben im ganzen 6547. Ausserdem waren auch mehrere andere Jahre (so 1599—1600) durch eine grosse Sterblichkeit gekennzeichnet. In der folgenden Zeit war bei einigermassen konstanter Volkszahl die durchschnittliche Sterbezahl ausserhalb der Epidemiejahre wohl etwas grösser als die Geburtenzahl, und dazu kamen noch die Verheerungen in Seuchenjahren. 1633, welches Jahr einer Pestperiode angehört, starben 13231 inkl. Totgeborene, während nur 1066 getauft wurden; wahrscheinlich sind somit etwa 40 Proz. der Bevölkerung hinweggerafft worden. Diesem Pestjahre folgte ein 100jähriger weniger gestörter Zeitraum; doch konnten die Geburten nur verhältnismässig selten den Sterbefällen die Wage halten. Ein Geburtenüberschuss, wie in der von Halley bearbeiteten Periode (vgl. p. 34 f.), war eine Ausnahme, und im 18. Jahrhundert verschlimmerten sich die Verhältnisse noch; so waren die Jahre 1737 und 1758 sehr ungünstig — wohl wegen Petechialtyphus.

Auch für die erste Hälfte des 16. Jahrhunderts liegen einzelne Nachrichten vor; so waren 1516, 1523 und 1525 Seuchenjahre, und das für einen grossen Teil Europas verhängnisvolle Pestjahr 1542 hat auch Breslau nicht verschont. „In diesem Jahre, so man das grosse Sterben nennet, da innerhalb 33 Wochen innerhalb der Stadt 4389, ausserhalb derselben 1524, und also mit allem 5913 Personen verschieden.“ Dass die Flucht oft vergebliche Mühe war, zeigt uns die Bemerkung: „Von denen so sich geflüchtigt, sind anderswo gestorben: 34 Personen[2]).“

5. Auch andere Seuchen traten auf. Typhus, der oben schon gelegentlich erwähnt worden ist, stand nicht am wenigsten in Verbindung

1) Mansa, Pesten i Helsingör og Kjöbenhavn 1710 og 1711. Kjöbenhavn 1854.
2) Grätzer, Edmund Halley and Caspar Neumann. Breslau 1883, p. 89 f.

mit den zahlreichen Kriegen des 17.—18. Jahrhunderts. Auch im 19. Jahrhundert hat er übrigens mit grosser Heftigkeit gehaust. Die grosse Sterblichkeit in Irland 1846—47 kann wesentlich auf Typhus zurückgeführt werden. Die Masern, in älteren Zeiten häufig mit Scharlach zusammengefasst, waren zu gewissen Zeiten sehr gefährlich, so 1674 in London; im letzten Teil des 18. Jahrhunderts soll die Krankheit wieder zugenommen haben, und die heftigen Masernepidemien in Schottland am Anfang des 19. Jahrhunderts trugen zu der Auffassung bei, dass die Impfung allerdings die Gefahr der Pocken vermindere, aber nur um die Masern um so gefährlicher zu machen [1]. Auch Diphtheritis wurde in älteren Zeiten häufig mit Scharlach als dieselbe Krankheit aufgefasst; wir lesen von öfteren Epidemien; was speziell die Diphtheritis betrifft, so scheint sicher zu sein, dass diese Krankheit wenigstens im 18. Jahrhundert in Deutschland, Skandinavien und England, wie wohl überhaupt in den meisten europäischen Ländern epidemisch auftrat [2]. Aber die Unsicherheit der Krankheitsbestimmung macht es schwierig, den Umfang der Verheerungen an genannter Krankheit geschichtlich zu verfolgen. Auch eine moderne Krankheit wie die Influenza verursachte in vergangenen Zeiten grosse Epidemien. So wurde 1580 ein grosser Teil Europas von ihr befallen, ebenso 1775 [3].

Eine bedeutende Rolle haben die Pocken gespielt; auch sie folgten den Truppen, wie sie z. B. nach Mexiko verschleppt wurden und dort 1520 eine enorme Sterblichkeit hervorgerufen haben sollen. Aus dem Jahre 1630 hört man von grossen Verheerungen durch diese Krankheit in Sibirien, wo sie unter Ostjaken, Tungusen, Jakuten und Samojeden eine grosse Entvölkerung herbeiführte. Bezügliche statistische Nachrichten sind uns namentlich aus dem 18. Jahrhundert übermittelt. So in den oben citierten Arbeiten von Daniel Bernoulli und Duvillard (vgl. p. 63, 66). Nach den sorgfältigen Berechnungen des letzteren, denen auf entscheidenden Punkten Beobachtungen zu Grunde liegen, werden von 10 000 Neugeborenen, die nach der von ihm aufgestellten Sterbetafel absterben, 6668 von Pocken befallen und sterben daran 857; $\frac{1}{12}$ der Menschen würde also an Pocken sterben. Nach den von Haygarth [4]) angeführten Zahlen wäre das noch nicht genug. In Frankreich sollte nach seiner Schätzung $\frac{1}{10}$ der Todesfälle von Pocken herrühren, in London wäre das Verhältnis zwischen Geburten und Pockensterbefällen 1 zu $6\frac{1}{4}$, in Manchester 1 zu $6\frac{1}{2}$, in Liverpool 1 zu $5\frac{1}{2}$ und in Chester 1 zu $6\frac{2}{3}$. Speziell führt er für Kinder in Chester 1772—77 die folgenden Zahlen an:

Alter (Jahre)	Sterbefälle an Pocken	an anderen Ursachen
0—1	91	392
1—2	75	155
2—3	83	68
3—5	86	68
5—10	34	53
Zusammen	369	736

1) Creighton, II, p. 653; vgl. oben p. 67.
2) J. Carlsen, Bidrag til Difteriens Historie. Kjöbenhavn 1890, p. 109.
3) Lersch, l. c. 261, 370, M. Salomonsen, Udsigt over Kjöbenhavns Epidemier i den sidste Halvdeel of det attende Aarhundrede. Kjöbenhavn 1854, p. 63; vgl. übrigens das Verzeichnis bei Hirsch, I, 1881, p. 5 f.
4) A Sketch to a Plan to exterminate the casual Small-Pox from Great-Britain. London 1793.

Nach diesen Zahlen waren für das Alter von 2—5 Jahren die Pocken eine gefährlichere Krankheit als alle übrigen Krankheiten zusammen.

Auch in Schweden waren die Pocken verhältnismässig sehr häufig, wie die folgende kleine Uebersicht zeigt. Durchschnittlich starben jährlich:

	An Pocken	Ueberhaupt	Von 100 Sterbefällen kamen auf Pocken
1751—1760	6810	50 431	13½
1761—1770	7040	54 506	13
1771—1780	5380	58 961	9
1781—1790	4597	59 579	8
1791—1800	4123	57 877	7
1801—1810	2016	65 967	3
1811—1820	397	63 904	0,6
1821—1830	369	65 017	0,6
1831—1840	876	68 576	1,3
1841—1850	212	67 916	0,3

Während also 1751—70 von acht Todesfällen einer den Pocken zuzuschreiben war, gilt dies nach Einführung der Vaccination nur für einen höchst unbedeutenden Bruchteil. Etwa 300 000 Menschen starben in Schweden 1751—1810 an dieser Krankheit. Aus vielen Totenlisten der Neuzeit sind die Pocken ganz verschwunden, wenngleich sie, wie im vorigen Kapitel erwähnt, noch heute recht ernste Epidemien hervorrufen können.

6. Einige Todesursachen haben nun allerdings im 19. Jahrhundert gegen früher eine grosse Rolle gespielt. Es ist nicht unwahrscheinlich, dass die Selbstmorde ehedem viel seltener waren als jetzt. So kam auf 1749 Edelleute, die in Dänemark 1530—1679 starben, ein Selbstmord gegenüber 23 Unglücksfällen. Nach heutigen Erfahrungen sind in Dänemark etwa 2 Proz. der Todesfälle im männlichen Geschlecht Unglücksfälle, und die Selbstmordziffer ist ein wenig grösser als diejenige der tödtlichen Unglücksfälle. Selbst wenn man annimmt, dass die gewaltsamen Todesfälle uns nicht immer vollständig registriert sind, dürfte das gegenseitige Verhältnis der genannten Todesursachen bezeichnend genug sein [1]). Ich werde übrigens in einem folgenden Kapitel auf die Frage der Selbstmordhäufigkeit zurückkommen.

Während die indische Cholera seit vielen Jahrhunderten in ihrer Heimat bekannt war und sich von Indien aus bisweilen weiter verbreitet zu haben scheint (so 1364—76 nach Persien, 1761—63 nach Arabien), gehört die Geschichte ihrer Verheerungen in Europa doch ausschliesslich dem 19. Jahrhundert an. 1817—18 verheerte die Krankheit den grössten Teil von Dekhan und Hindostan. Ceylon wurde 1818 und von hier aus über Mauritius und Réunion die Ostküste von Afrika (1820) erreicht. Von Bengalen aus verbreitete sie sich 1819 über Burma, Siam, Malacca, gelangte 1820 nach den Molukken und Philippinen und traf in demselben Jahre zum ersten Male in China ein, wo sie zwei Jahre hindurch die Bevölkerung heimsuchte; 1822 endlich trat sie in Japan auf. Von Bombay aus wurde Maskat in Arabien 1821 erreicht, von wo sich die Cholera über Persien und Mesopotamien verbreitete. 1823 trat sie von Persien aus in das russische Gebiet über, überfiel Transkaukasien und erreichte Tiflis, Baku und Astrachan, erlosch aber daselbst bald nachher wie in ganz Vorderasien [2]).

1) Gustav Bang, Den gamle Adels Forfald. Kjöbenhavn 1897, p. 35.
2) Hirsch, l. c. I, p. 279 f.

Die zweite Cholera-Pandemie verschonte Europa nicht. Im Jahre 1826 hatte die Seuche sich über Bengalen verbreitet und gelangte mit Karawanen im folgenden Jahre nach Kabul, Balkh und Bokhara, verbreitete sich 1828 von Chiwa aus über das Gebiet der Kirgisen nach Orenburg im August 1829, erreichte Astrachan 1830 und verbreitete sich in demselben Jahre fast über ganz Russland. 1831 brach sie in Petersburg und Finnland aus, und verheerte in demselben Jahre Polen. Ungefähr gleichzeitig drang sie nach Mesopotamien und Arabien vor und verbreitete sich durch Pilgerzüge 1831 über Syrien und Palästina nach Aegypten, wo sie u. a. Kairo heimsuchte; in dieser Stadt sollen allein 36000 Menschen und an einem einzigen Tage 2500 an Cholera gestorben sein[1]). Von Aegypten her verbreitete sie sich weiter über die Nordküste Afrikas.

Von Russland her kam sie über Polen nach Preussen, Posen und Schlesien, auch Brandenburg und Pommern wurden heimgesucht (1831), später trat die Krankheit auch in verschiedenen westlicheren Orten auf, ohne jedoch so grosse Opfer zu erheischen wie im Osten. 1831 gelangte sie von Russland her nach Oesterreich-Ungarn und verursachte dort eine Reihe von Epidemien in diesem und dem folgenden Jahre.

Das Britische Reich wurde von der Cholera 1831 über Deutschland erreicht und in diesem und dem nächsten Jahre verheert; etwa gleichzeitig wurde Frankreich befallen (1831—33) und von diesem Lande aus Belgien (1832); 1833 gelangte sie, vielleicht mit einem englischen Schiff, nach Oporto und trat ungefähr gleichzeitig in Spanien auf; 1834—35 wurde Südfrankreich verheert, von dort 1835—36 Italien, weiter die Schweiz und Süddeutschland (1836—37) und noch einmal Oesterreich. Von den skandinavischen Ländern war Dänemark verschont geblieben, nicht so Norwegen und Schweden. Irische Auswanderer brachten die Cholera nach Canada 1832, von wo aus sie sich in der folgenden Zeit rasch über den grössten Teil von Amerika verbreitete; 1830 wurde von Indien aus China erreicht, 1831 Japan. Erst 1837—38 ist diese grosse Pandemie erloschen.

In den 40er Jahren finden wir die Krankheit wieder auf der Wanderung; 1844 war sie in Kabul, Samarkand und Bokhara, verbreitete sich dann über Persien und Mesopotamien und erreichte 1847 Russland; in Konstantinopel verursachte sie 1848 eine heftige Epidemie, und dann zog sie über die Balkanländer und Ungarn, wie über Kleinasien, Syrien und Aegypten hin. Von Russland verpflanzte sie sich 1848 nach Deutschland, im wesentlichen unter Verschonung des Südwestens und Südens; 1848 wurden auch England und Schottland ergriffen; erst 1849 hörte die Epidemie daselbst auf. Auch diesmal griff sie nach Amerika über (von 1848 an), wogegen die Pyrenäische Halbinsel vorläufig verschont blieb, bis die Krankheit 1852 von neuem auflebte; Russland und Deutschland wurden nun stark heimgesucht, so 1853, 1855 und 1859. Sämtliche skandinavische Länder erfuhren 1853 ihre erste schwere Choleraepidemie; Grossbritannien wurde aufs neue 1853—54 betroffen, Spanien nunmehr furchtbar verheert, besonders 1855 und 1859. Auch in Südosteuropa wütete die Krankheit, und in Asien verbreitete sie sich aufs neue über grosse Gebiete, auch Afrika blieb nicht verschont. Erst etwa 1862 erlosch diese Pandemie, freilich nur, um einer vierten Pandemie Platz zu machen (1863 bis 1875).

1) F. M. Sandwith, Cholera in Egypt. Seventh International Congress of Hygiene and Demography, I, 1892.

Vom Gangesgebiet aus verbreitete sich diese nach allen Richtungen, so durch Pilger nach Mekka (1865), von wo sie sich über Nordafrika verpflanzte; kurz nachher waren verschiedene europäische Hafenplätze am Mittelländischen Meer infiziert. Uebrigens war auch das nächste Jahr für die Pilger verhängnisvoll. Die Angaben sind leider lückenhaft; von 90 000—100 000 Pilgern i. J. 1865 sollen 10 000—30 000 an der Cholera verstorben sein.

Von der Türkei nahm sie ihren Weg nach dem Osten und Norden Europas; Deutschland wurde 1866—67 schwer betroffen, dagegen blieb Skandinavien mit Ausnahme von Schweden verhältnismässig verschont. Wieder wurde auch Amerika erreicht, in Afrika wütete die Krankheit u. a. furchtbar in Zanzibar (1869). Nach zwei Ruhejahren 1869 und 1870, wo die Epidemie nur einzelne Gegenden traf, folgte, wie bei der dritten Pandemie, ein neuer furchtbarer Ausbruch, von welchem u. a. Osteuropa schwer betroffen wurde. In Russland, wo 1871—72 ¼ Mill. von der Cholera hinweggerafft sein sollen, dauerte sie in der Hauptsache bis 1873 (Polen 1874). Von Russland drang sie nach Oesterreich-Ungarn vor und hauste hier 1872—73, Deutschland wurde 1871 und namentlich 1873 betroffen; deutsche Auswanderer übertrugen sie weiter bis Nordamerika 1871, wo sie jetzt eine neue Verbreitung erhielt. 1873 war die Epidemie im grossen ganzen erloschen; doch erfolgte ein isolierter Ausbruch 1875 in Syrien.

Noch einmal ist Europa von 1883 an heimgesucht worden. Epidemien in Indien 1881—83 verpflanzten sich nach Arabien und Aegypten, und von diesem Lande aus ist die Krankheit wahrscheinlich nach Marseille 1883 verschleppt worden, Spanien, Nordfrankreich und Italien wurden im nächsten Jahre erreicht, Oesterreich 1885; nach einer isolierten Epidemie in Spanien 1890 folgte ein neuer Ausbruch, der 1892 anfing. In Kleinasien, Arabien und Persien hatte die Cholera schon mehrere Jahre geherrscht, als sie Juni 1892 in Baku auftrat; mit überraschender Eile wurde St. Petersburg erreicht, und von Russland verbreitete sich die Krankheit nach Oesterreich. Eine Epidemie in der Nähe von Paris 1892 ist unsicheren Ursprungs. Vielleicht haben jüdische Auswanderer die Krankheit von Russland her nach Hamburg verschleppt. In dieser Stadt trat sie mit auffallender Heftigkeit 1892 auf, wahrscheinlich infolge des schlechten Trinkwassers und der schlechten hygienischen Zustände in gewissen Arbeitervierteln. Noch 1893 erheischte die Krankheit in Hamburg einige Opfer[1]).

Im ganzen darf man behaupten, dass die Länder der westlichen Kultur es immer besser gelernt haben, sich gegen diesen Feind zu wehren. Bedeutungsvolle Ausnahmen können allerdings angeführt werden. So verlor Hamburg durch Cholera 1848 7 pro mille seiner Bevölkerung, 1859 5, 1866 4, 1892 aber sogar 13 pro mille; jedenfalls ist selbst diese Sterblichkeit gegen die Verheerungen der ehemaligen Seuchen nur geringfügig. In England-Wales starben während der Epidemie 1849 etwa 53 000 an Cholera (3 pro mille; in London 6 pro mille), 1854 starben etwa 20 000 (in London 10 700) und 1866 14 000 (5600 in London). Man hat berechnet, dass in Nord- und Westeuropa die jährliche Cholerasterblichkeit in den Epidemiejahren während der beschriebenen Pandemien der Zeit-

1) Vgl. J. Carlsen, Den asiatiske Kolera. Kjöbenhavn 1894, p. 39 f.; Wolter, Das Auftreten der Cholera in Hamburg. München 1898, p. 72 f.

folge nach 0,5 bezw. 0,5, 0,3 und 0,1 pro mille war; gegenüber den Verheerungen durch Blattern oder die asiatische Pest sind diese Verluste geringfügig (Carlsen, l. c. p. 21).

7. Auch nach anderen Richtungen hin zeigt unsere Zeit wesentliche hygienische Fortschritte. Die Blindheit der Neugeborenen scheint z. B. in älteren Zeiten wegen Unkenntnis des Wertes der Reinlichkeit und anderer Vorsichtsmassregeln viel häufiger gewesen zu sein als jetzt. Die Wöchnerinnen waren weit mehr dem Tode ausgesetzt. Struyck fand unter 1923 Wöchnerinnen in Broek 1654—1742 50 Todesfälle innerhalb des ersten Monats nach der Geburt und 11 im zweiten und dritten Monat, im Ganzen somit über 3 Proz.[1]). Aber noch grösser war die Gefahr in den Entbindungsanstalten. In der Maternité zu Paris betrug 1799—1819 die Sterblichkeit der Wöchnerinnen 1 von 19, ja 1819 sogar 1 von 8. In den Helsingfors'schen Gebäranstalten sank die Sterblichkeit an Kindbettfieber von 7 Proz. 1859—69 auf 0,3 Proz. 1884—87. In der Wiener Gebäranstalt ging infolge hygienischer Verbesserungen die Gesamtsterblichkeit der Wöchnerinnen von 2,8 Proz. in 1857—62 auf 1,6 1863—80 und auf 0,7 Proz. in den folgenden Jahren zurück. In der Gebäranstalt von New York starben in dem Jahre September 1882 bis dahin 1883 34 von 429 Wöchnerinnen, 1886 nur 4 unter 463. Diese Beispiele, welche um viele andere vermehrt werden können, zeigen einen ausserordentlichen Rückgang der Sterblichkeit im Gefolge von Entbindung, einen Rückgang, der allerdings in der Hauptsache erst eine Errungenschaft der neuesten Zeit ist[2]).

Waren die Gebäranstalten und wohl überhaupt die Krankenhäuser in älteren Zeiten ein gefährlicher Aufenthalt, so noch mehr die Gefängnisse. Die schaudererregenden Beschreibungen der englischen Gefängnisse, welche uns ein Menschenfreund wie Howard überliefert, zeugen davon, und aller Wahrscheinlichkeit nach waren die Verhältnisse in den Gefängnissen anderer Länder nicht besser[3]). Die Gefängnisse in England waren damals noch dadurch ungesunder geworden (wie übrigens auch viele Privatwohnungen), dass eine Fenstersteuer erhoben wurde und zwar für jedes einzelne Fenster. Da die Gefangenenwärter diese Steuer für die Gefängnisse aus ihrer Tasche zahlen mussten, war die Folge, dass viele Fenster und Lichtöffnungen verschlossen wurden. Oft waren die Gefangenen dem Hunger ausgesetzt, in anderen Gefängnissen wurde sehr wenig Wasser verabreicht, in dem einen kaum zwei Liter täglich zum Waschen und zum Trinken. 1729 zeigte eine Untersuchung des Marshalsea Prison, dass ein Zimmer, 14 Fuss (englisch) breit, 16 lang und 8 hoch, jede Nacht mindestens 32 Gefangene beherbergte, deren mehrere in Hängematten schliefen, um Platz zu bekommen, auch war der Boden des Zimmers unglaublich schmutzig (Creighton II, p. 91).

Howard beschreibt den furchtbaren Gestank in den Gefängnissen, in welche bisweilen der Arzt oder der Gefangenenwärter sich nicht hineinwagten

---

1) Verfolg van de Beschryving der Staartsterren, en nader Ontdekkingen omtrent den Staat van't Menschelyk Geslagt. Amsterdam 1753, p. 164—65.

2) Priestley: On the Improved Hygienic Condition of Maternity Hospitals Seventh Intern. Congress of Hyg. I, 1892, p. 218 f. und Hueppe's Vortrag über Semmelweis im Bericht vom hygienischen Kongress in Budapest 1894 (I, 1895, p. 246 f.).

3) John Howard, The State of the Prisons in England and Wales. Fourth Ed. 1792.

aus Furcht vor dem Gefängnisfieber. Bisweilen lebten Gefangene beiderlei Geschlechts in demselben Raum, oft auch mit Geisteskranken zusammen. Noch 1812 konnte James Neild trotz der eingetretenen Fortschritte furchtbare Uebelstände nachweisen[1].

Villermé beschreibt ein französisches Gefängnis in Pau, einen alten Turm mit sehr engen Lichtöffnungen, wo durchschnittlich 60 Gefangene eingesperrt waren, mit einem häufig verfaulten Strohlager und knappen Lebensmitteln; in diesem Gefängnis starben jährlich durchschnittlich 1804—9 16, also jährlich ein Viertel. In einem anderen Gefängnis (in Vilvorde) wurden die Gefangenen im Jahre 1802 mit Brot aus Roggen beköstigt, der mit Mutterkorn verunreinigt war. Bei einem Durchschnittsbestand von 667 starben 527, d. h. die Intensität der Sterblichkeit war 79 Proz., für eine siebenjährige Periode 1801—7 betrug sie jährlich 30 Proz. In den Bagnos hätte man nach der Altersbesetzung gegen 2 Proz. jährliche Sterblichkeit erwarten dürfen; faktisch starben im Bagne de Rochefort 1816—27 8—9 Proz., in Toulon etwa 5, und in gewissen Maisons de détention war, etwa um dieselbe Zeit, die Sterblichkeit jährlich 7 bis 10 Proz. Noch schlimmer waren jedoch die Verhältnisse in älteren Zeiten: 1767—78 starb jährlich in Rochefort (auch nach Villermé) 1 von 4,9, 1779—90 1 von 3,6, 1791—1802 1 von 3,9[2].

Und noch grauenvoller waren die Verhältnisse auf den Sklavenschiffen. Die entsetzliche Einrichtung dieser und die Anhäufung der Sklaven in einem selten gereinigten engen Raum, die Beköstigung derselben mit verdorbenen Lebensmitteln u. s. w., alles musste zu einer grossen Sterblichkeit der unglücklichen Neger beitragen[3]. Es wird behauptet, dass bisweilen von 700 Negern nur 200 lebend nach Amerika kamen. 1840—48 wurden nach einer Notiz in Journ. Stat. Soc. XIII, 1850, p. 277: 625 Sklavenschiffe mit Beschlag belegt und 578 kondemniert; 38033 Sklaven wurden befreit, von welchen vor dem Urteil schon 3941 starben.

Ungefährlich waren jedoch überhaupt die Seereisen nicht. Von 1203 Personen, die nach Struyck zu verschiedenen Zeitpunkten von Batavia zurückkehrten, starben auf der durchschnittlich achtmonatlichen Reise 80, also ein Fünfzehntel, und von 15889 Personen, die 1734—40 von Holland nach dem Kap reisten (durchschnittlich fünf Monate), starben 1733, also 11 Proz., auf einigen Schiffen starb über ein Drittel[4].

Auf seinem letzten Zug verliess Drake am 28. August 1595 Plymouth mit 21 Schiffen und 2500 Mann. Eine Musterung am 6. Februar 1596 erwies, dass nur noch 2000 am Leben waren; diese Verluste waren zum grössten Teil auf Krankheiten zurückzuführen (Creighton, I, p. 591).

So beobachten wir nach vielen Richtungen hin eine wesentliche Verschiebung zu Gunsten der heutigen Zeiten, die übrigens erst in das rechte Licht treten wird, wenn wir im Folgenden die in der Neuzeit beobachteten Zahlenverhältnisse näher betrachten.

8. Das oben Entwickelte wird dazu beitragen können, die uns hier und da vorliegenden Beobachtungen über die Sterblichkeit vergangener

1) State of the Prisons in England, Scotland and Wales. London 1812.

2) Villermé, Mémoire sur la mortalité dans les prisons. Annales d'Hygiène, I, 1829. Note sur la mortalité parmi les forçats du bagne de Rochefort, ibd. VI, 1831.

3) Vgl. die Beschreibungen bei Clarkson, History of the Abolition of the African Slave Trade. New ed. London 1839. Auch Creighton, I, p. 613 f.

4) Struyck, l. c. p. 163 f.

Zeiten und die dafür entwickelten Sterbetafeln zu beurteilen. Von der Lösung der Aufgabe, eine Bilanz zwischen der Sterblichkeit der Jetztzeit und derjenigen früherer Zeiten zu ziehen, ist man jedoch weit entfernt. Ist es schon schwierig für die moderne Zeit mit ihrer ungeheuren Aufspeicherung von Zahlen einen tieferen Einblick in die Sterblichkeit unter wechselnden Umständen zu gewinnen, so gilt dies noch viel mehr, wenn wir um Jahrhunderte zurückgehen, und für die vereinzelten Beobachtungen lässt sich kaum mit Genauigkeit die Stelle des Gebäudes finden, an die sie gehören; nur ihren ungefähren Platz kann man bestimmen. Im Folgenden werde ich versuchen, einige solche Beobachtungen zusammenzustellen.

Zum Teil ist im zweiten Kapitel diese Aufgabe schon gelöst, indem dort die Hauptergebnisse mehrerer älterer Untersuchungen behandelt worden sind. Dieselben geben hauptsächlich die Sterblichkeit unter günstigeren Verhältnissen wieder; Tontineninhaber z. B. gehören den bevorzugten Klassen an, und was Halley's Tafel betrifft, so scheint dieselbe für eine günstige seuchenfreie Periode zu gelten. Auch sonstige Beobachtungen für ältere Zeiten sind zum guten Teil ähnlicher Art, z. B. solche über die Sterblichkeit des Adels oder der Geistlichkeit. — Ich werde zunächst die wichtigeren Ergebnisse für die Zeit bis etwa 1750 wiederzugeben suchen.

Was nun vorerst das Leibrentenmaterial angeht, so findet sich solches namentlich für Holland. Oben p. 33—34 habe ich schon die interessante Beobachtungsreihe erwähnt, welche wir Joh. Hudde verdanken, und welche ein Streiflicht bis in das 16. Jahrhundert zurückwirft. Auch steht zu hoffen, dass erneute archivalische Untersuchungen noch weitere derartige Beobachtungsreihen zu Tage fördern werden, deren Bearbeitung unsere Vorstellung von der Sterblichkeit jener Zeiten vervollständigen wird. Ich werde Hudde's Beobachtungen etwas näher ins Auge fassen. Die Tafel zeigt uns, wie die 1495 Leibrenteninhaber, welche 1586—90 Leibrenten von der Regierung der vereinigten Provinzen gekauft haben, allmählich ausgestorben sind, und zwar sind sie nach Eintrittsalter, aber nicht nach Geschlecht, verteilt. Als Hudde seine Tafel aufstellte, waren sie alle verstorben, und wir haben somit eine vollständige empirische Absterbeordnung vor uns. Es ist nicht ganz leicht, die Bezeichnungen zu deuten; dem damaligen Sprachgebrauch gemäss darf man wohl annehmen, dass, wenn die Tafel von „ouderdom von 1, 2, 3 Jaren“ u. s. w. spricht, damit das erste, zweite, dritte Altersjahr gemeint ist; sollte diese Annahme falsch sein, so kann es sich nur um eine geringfügige Altersverschiebung gegenüber modernen Zahlen handeln. Wenn die Tafel dann aber ferner angiebt, wie viele Jahre die betreffenden Personen nach dem Leibrentenkauf gelebt haben, so liegt es nahe, die Zahlen entweder in der Weise zu lesen, dass ein Leibrenteninhaber, welcher 1586 eingetreten und schon in demselben Kalenderjahre verstorben ist, mit 0 Jahren eingetragen wurde, wenn er 1587 starb, mit 1 u. s. w.; oder so, dass 0, 1, 2 Jahre das erste, zweite, dritte Jahr nach der Einschreibung zur Leibrente bezeichnet. Jedenfalls aber werden die verschiedenen Hypothesen, welche man aufstellen kann, und von denen ich aus praktischen Rücksichten die eben erwähnte zweite gewählt habe, nur geringe Verschiebungen in der Anzahl der verlebten Jahre bedingen. Die folgende Tafel zeigt die Hauptergebnisse für die ganze Beobachtungsperiode (1586 bis etwa 1670). Was die Altersbezeichnung betrifft, so würde sie vielleicht deutlicher sein, wenn statt 0 bis 5: $\frac{1}{2}$ bis $4\frac{1}{2}$ u. s. w. gesetzt würde.

Alter (Jahre)	Unter Beobachtung am Anfang des Versicherungsjahres	Sterbefälle im Laufe des Versicherungsjahres		Nach den Sterbetafeln von 1880—90 für Holland starben binnen Jahresfrist von 100 Personen		
		absolut	von 100 Leibrenteninhabern	Alter (Jahre)	M.	W.
0—	1 109	7	0,6	2½	2,0	2,0
5—	3 168	29	0,9	7½	0,5	0,5
10—	4 565	41	0,9	12½	0,3	0,4
15—	5 316	83	1,6	17½	0,5	0,5
20—	5 489	103	1,9	22½	0,7	0,6
25—	5 333	117	2,2	27½	0,7	0,8
30—	5 017	86	1,7	32½	0,8	0,9
35—	4 713	98	2,1	37½	0,9	1,0
40—	4 320	112	2,6	42½	1,1	1,1
45—	3 857	103	2,7	47½	1,4	1,1
50—	3 345	121	3,6	52½	1,7	1,4
55—	2 745	129	4,7	57½	2,5	1,9
60—	2 072	124	6,0	62½	3,4	2,9
65—	1 453	132	9,1	67½	5,2	4,6
70—	853	97	11,4	72½	7,8	7,1
75—	398	69	17,3	77½	11,7	11,0
80—	146	33	22,6	82½	17,2	16,7
85—	38	11	29	87½	24,0	22,9
Zus.	53 937	1495	—	—	—	—

Abgesehen von der ersten Altersklasse mit ihren wenig zahlreichen Beobachtungen und ihrer, wie wir gleich sehen werden, exceptionellen Stellung, lässt diese Tafel einen ausserordentlich grossen Unterschied zum Nachteil der ehemaligen Sterblichkeit hervortreten, trotzdem hier eine wohlhabende Klasse mit der allgemeinen Bevölkerung zusammengehalten wird. Speziell ist die Sterblichkeit im erwachsenen Jugendalter auffallend gross.

Die ersten fünf Lebensjahre sind selbstverständlich solche, die kurz nach dem Rentenkauf verlebt wurden, und die übliche Auswahl dürfte hier ihren Einfluss üben, indem nur gesunde Personen eingetreten sind; auch ist es ja nicht unmöglich, dass, wie oben erwähnt wurde, „0 Jahre" (mit nur sechs Todesfällen) thatsächlich nur einen Bruchteil des Jahres bezeichnet. Die Haupterklärung der verhältnismässig geringen Sterblichkeit in diesen Jahren dürfte aber tiefer liegen. Um dies zu untersuchen, wird es sich lohnen, die Beobachtungen in Perioden einzuteilen, und zwar habe ich die ganze Observationszeit in fünfjährige Zeiträume zerlegt. Die Leibrentner von 1586—90 werden also in der ersten Beobachtungsperiode bis spätestens 1595, in der zweiten bis spätestens 1600 verfolgt; genau lassen sich die einzelnen Beobachtungsperioden offenbar nicht abgrenzen, da eine jede über zehn Kalenderjahre reicht. Aber im ganzen dürften die Beobachtungen sich doch um bestimmte Jahre anhäufen, die erste um etwa 1590 oder 91, die zweite um 1595 oder 96 u. s. w. Ich habe nun berechnet, wie viele Todesfälle in jeder Periode auftreten sollten, falls die Sterblichkeit in jedem Alter der für die gesamte Beobachtungszeit gefundenen (hier etwas detaillierter, als in obiger Tafel berechnet) gleich wäre.

Nummer der Periode	Ungefähre Mitte der Periode	Alter in Jahren 0—20		20—60		60—		Zusammen	
		Anzahl der Todesfälle nach							
		Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung
1	1. Jan. 1591	53	56,0	21	33,4	—	—	74	89,4
2	„ 1596	36	50.4	39	51,6	—	—	75	102,0
3	„ 1601	47	38,8	83	75,0	1	1,4	131	115,2
4	„ 1606	24	14,8	127	98,7	5	4.5	156	118,0
5	„ 1611	—	—	89	108,0	10	5.7	99	113.7
6	„ 1616	—	—	98	100,8	9	6,6	107	107,4
7	„ 1621	—	—	91	97.7	5	9,2	96	106,9
8	„ 1626	—	—	139	93,0	25	15.9	164	108,9
9	„ 1631	—	—	63	80,0	19	24,6	82	104,6
10	„ 1636	—	—	54	68,3	39	41,6	93	109.9
11	„ 1641	—	—	51	46,9	69	59,6	120	106,5
12	„ 1646	—	—	14	15,6	69	82,6	83	98,2
13	„ 1651	—	—	—	—	89	82,9	89	82,9
14	„ 1656	—	-	—	—	51	60,9	51	60,9
15	„ 1661	—	—	—	—	49	42,8	49	42,8
16	„ 1666	—	—	—	—	18	20,8	18	20,8
17	„ 1671	—	—	—	—	8	6,9	8	6,9

Wie man sieht, haben die Perioden ein sehr verschiedenartiges Gepräge. Die ersten beiden zeichnen sich durch eine kleine Sterblichkeit aus, dann steigt die Sterblichkeit in den beiden folgenden, um wiederum in der nächstfolgenden Zeit zu sinken; darauf kommt eine grosse Anhäufung für 1626 u. s. w. Hätte man die Perioden klarer abgrenzen können, würden aller Wahrscheinlichkeit nach diese Verschiedenheiten noch schärfer hervortreten. Nun ist es nicht schwer Thatsachen zu finden, welche mit diesen Ergebnissen in Einklang stehen. Anfangs des 17. Jahrhunderts war die Pest sehr verbreitet; für Cairo und Alexandrien gilt das Jahr 1603 als furchtbares Pestjahr, und in demselben Jahre wütete die Pest in grossen Gebieten Europas, so auch in den Niederlanden, nicht am wenigsten in Rotterdam und Amsterdam. Auch in den Jahren um 1626 war die Pest, wie oben angeführt, in Europa sehr zu Hause; Amsterdam hatte z. B. 1624 eine ausserordentlich grosse Sterblichkeit, aber überhaupt wurden die Niederlande in diesem Jahre von der Bubonenpest schwer heimgesucht und in dem folgenden Jahre herrschte Theuerung. Wiederum herrschte Flecktyphus 1641 in vielen Ländern, und Pest und Blattern suchten Holland 1642 heim. Und dasselbe kann man, wenngleich weniger deutlich und weniger sicher vielleicht für die 11. Periode ablesen. Ich fasse, um die Wirkung dieser Seuchenjahre zu verdeutlichen, die 3. bis 4., 8. und 11. Periode zusammen, dann ergeben sich die nachfolgenden Zahlen:

Von 100 Personen jeder Altersklasse starben binnen Jahresfrist

Alter (Jahre)	in den vier ungünstigen Perioden	in der übrigen Zeit
0—10	—	0,8
10—25	2,1	1,0
25—35	2,3	1,8
35—45	3,0	2,0
45—55	4.7	2.4
55—65	7,1	4.5
65—75	10,2	9.9
75—85	25.0	18,4
85—	—	28,9

Wie man sieht, ist in den ungünstigen Perioden die Sterblichkeit viel grösser als in den übrigen. Aber selbst wenn die letzteren bei genauerer Abgrenzung noch günstigere Zahlen aufwiesen, würde man wohl schwerlich das Niveau der breiten niederländischen Bevölkerung von heute erreichen, und dazu traten damals als unangenehme Unterbrechung der relativ guten Zustände die Seuchenjahre ein, welche auch die wohlhabenden Klassen nicht verschonten, selbst wenn aller Wahrscheinlichkeit nach die Armen am meisten litten.

9. Wo Hudde's Beobachtungen aufhören, fangen die Struyckschen an (vgl. oben p. 47—48), indem dieser die Sterblichkeit der Leibrenteninhaber in den nächsten zwei Menschenaltern untersucht. Das Material ist ungefähr von gleichem Umfang wie dasjenige Hudde's. Die Zahlen haben wegen der Unterscheidung nach Geschlecht ein bedeutendes Interesse. Hier folgt ein Auszug seiner Ueberlebenstafel:

Alter (Jahre)	Anzahl der Ueberlebenden M.	W.
5	710	711
10	670	674
15	642	652
25	567	588
35	474	508
45	371	423
55	253	318
65	142	205
75	61	100
85	16	24
90	4	8

Im ganzen ist nach diesen Zahlen die Sterblichkeit in jeder Altersklasse grösser unter Männern als unter Frauen. Die Wahrscheinlichkeit, binnen 10 Jahren zu sterben, ist nach modernen holländischen Erfahrungen für einen 5jährigen Knaben nur halb so gross wie nach Struyck. Nach Struyck's Beobachtungen werden von einer gleichen Anzahl 5jähriger Knaben und Mädchen nach 40 Jahren etwa 56 Proz. noch am Leben sein, nach 70 Jahren etwa 11 Proz., nach Hudde's Zahlen dagegen etwa 50 Proz. bezw. 7 Proz. Die Sterblichkeit nach Hudde's Beobachtungen war somit etwas ungünstiger als die nach Struyck. Zur Vergleichung mit modernen Beobachtungen für die ganze holländische Bevölkerung diene die folgende Uebersicht.

Von 100 Personen starben binnen 10 Jahren:

Alter (Jahre)	M.		W.		M. u. W.	
	nach Struyck	in der Neuzeit	nach Struyck	in der Neuzeit	nach Kersseboom	nach Déparcieux
5	10	5	8	5	11	11
15	12	6	10	5	10	9
25	16	7	14	8	15	10
35	22	9	17	10	15	10
45	32	14	25	11	20	15
55	44	25	36	21	29	25
65	57	48	51	44	44	47
75	74	78	76	76	74	77

Die Lebenschancen nach Struyck's Zahlen wie nach Hudde's sind also sehr wesentlich verschieden von den heutigen; erst im hohen

Alter gleicht sich der Unterschied aus. Auch nach Kersseboom, welcher über umfangreiche Beobachtungsreihen verfügte, war die Sterblichkeit im Jugendalter sehr gross, später sind nach ihm die Lebenschancen etwas günstiger als nach Struyck, bis wiederum im hohen Lebensalter etwa dieselben Zahlen sich herausstellen. Da Kersseboom's Zahlen teilweise aus älteren Perioden herrühren als die Struyck'schen, so könnte man versucht sein zu schliessen, dass die Sterblichkeit in Holland um die Mitte des 17. Jahrhunderts etwas günstiger gewesen sei als später und als im ersten Drittel des Jahrhunderts, welches wesentlich durch Hudde's Zahlen beleuchtet wird; in jener Zeitstrecke liegt wohl auch der Höhepunkt der Macht und des Gedeihens der Republik, während sie später in kostspielige Kriege verwickelt wurde; man verliert jedoch hier bald den festen Boden, und ich unterlasse es deshalb, den Vergleich ins Einzelne durchzuführen.

Déparcieux's Zahlen (vgl. oben p. 51) fussen auf Beobachtungen betreffend die 1689—96 begründeten Tontinen. Die Beobachtungszeit ist im ganzen eine schwere für Frankreich, wenigstens im 18. Jahrhundert, während des langen Krieges besonders in den Jahren 1709—10 mit Kriegsnot, Fleckthyphus, Scorbut, Ergotismus und Beulenpest. Später, 1719—20 folgen wieder schwere Seuchen (Pocken in Paris, Pest in Südfrankreich), und die ganze sociale Not in dieser Periode ist oft genug mit dunklen Farben geschildert worden. Ohne Einfluss waren diese Verhältnisse nicht auf die Gesundheitsverhältnisse der Tontinenmitglieder, wenngleich letztere, wie es scheint, doch besser davon kamen, als die Leibrenteninhaber in Hudde's Listen. Im ganzen werden 7308 Todesfälle verzeichnet; von diesen fielen auf die vier genannten Seuchenjahre 967, während man nach Déparcieux's Tafel etwa 827 zu erwarten hätte; die Erhöhung der Sterblichkeit ist somit merklich, wenngleich nicht von auffallender Grösse. Auch scheint die Sterblichkeit, wenn man die Beobachtungszeit nur in längere Perioden zerlegt, nur unwesentlichen Aenderungen unterworfen gewesen zu sein. Berechnet man nach Déparcieux's Tafel, wie viele Tontinenmitglieder noch am 1. Jan. 1716 am Leben hätten sein sollen, so erhält man im ganzen etwa 4 Proz. weniger, als faktisch vorgefunden wurden, während umgekehrt 2 Proz. am 1. Jan. 1742 weniger am Leben waren, als zu erwarten wäre (die Tafel stimmt für die ganze Periode nach dieser Richtung hin nicht mit absoluter Genauigkeit mit den Beobachtungen überein, was aber bei dieser Vergleichung belanglos ist). Falls man überhaupt aus diesen Ergebnissen etwas schliessen darf, so ist es nur dieses, dass die Sterblichkeit eher in Zunahme begriffen war als in Abnahme.

Uebrigens wird man erkennen, dass die französischen Tontinenmitglieder, abgesehen von den Jünglingsjahren und dem Greisenalter, verhältnismässig günstige Sterblichkeitsverhältnisse aufweisen; man ist viel näher dem heutigen Niveau als nach Hudde's Tafel. Vergleicht man diese Zahlen mit den Erfahrungen betreffend Mönche und Nonnen (vgl. oben p. 48 f.), so werden letztere etwas ungünstigere Verhältnisse zeigen, aber immer noch bedeutend bessere als die nach Hudde's Beobachtungen. Wie oben entwickelt, sind die von Déparcieux berechneten Tafeln nicht alle von gleichem Werte; die ältere Benediktinertafel, welche die Sterblichkeit im 17. Jahrhundert angiebt, ist rationeller entwickelt als die übrigen, die wesentlich die Sterblichkeit in der ersten Hälfte des 18. Jahrhunderts darstellen sollen; nur der Vollständigkeit wegen werden sie hier alle auszugsweise aufgeführt.

Von 100 Personen starben binnen 10 Jahren:

Alter (Jahre)	Tontinen-mitglieder	Benediktiner-Mönche		Mönche der St. Geneviève-orden	Mönche anderer Orden	Nonnen
		ältere Tafel	jüngere Tafel			
25	10	8	8	10	8	9
35	10	12	11	14	11	11
45	15	20	19	24	18	16
55	25	34	34	35	32	29
65	47	60	62	58	56	49
75	77	89	89	87	88	82

Im ganzen deuten also die Erfahrungen für Mönche auf etwas ungünstigere Gesundheitsverhältnisse hin als für die Tontinenmitglieder, während das Niveau etwas höher liegt als nach Struyck für holländische Leibrenteninhaber. Etwas besser scheinen die Lebensaussichten der Nonnen als die der Mönche gewesen zu sein (unter der Voraussetzung, dass die Tafeln trotz der angedeuteten Mängel ihrer Grundlage zuverlässig genug sind, um derartige Schlüsse zuzulassen)[1].

10. Die gewonnenen Ergebnisse können nun weiter mit anderen Beobachtungen verglichen werden. Wir können verschiedene Beobachtungsreihen aus etwa derselben Periode aufführen. Für Dänemark liegt eine Untersuchung von G. Bang vor in der oben citierten Schrift, betreffend die Sterblichkeit des dänischen Adels im 16. und 17. Jahrhundert (l. c. p. 44 f). Leider ist die Grundlage eine weniger feste als bei den holländischen und französischen Tontinenbeobachtungen. Nur ein Teil des Adels ist unter Beobachtung gekommen, indem für viele Personen Geburts- oder Sterbejahr fehlt, ohne dass man Anhaltspunkte hat, um die Lücken auszufüllen, und ohne dass man eine Garantie dafür hat, dass die nicht konstatierbaren Fälle wesentlich derselben Art sind wie die konstatierbaren (vgl. oben p. 121). Es darf wohl als wahrscheinlich gelten, dass die nicht aufgeklärten Fälle verhältnismässig häufig solche Personen betreffen, die jung verstorben sind; die Sterblichkeit dürfte folglich grösser gewesen sein, als sie beobachtet wurde, namentlich in den ältesten Abschnitten der ganzen Beobachtungsperiode. Wo man das Geburtsjahr nicht kennt, aber den Zeitpunkt, da der betreffende in die erste Ehe trat, kann man ein durchschnittliches Heiratsalter als Ausgangspunkt nehmen (vgl. oben p. 124 f.). Diese „unsicheren“ Beobachtungen werden nach dem Entwickelten eine grössere Sterblichkeit ergeben als die „sicheren“, d. h. als die Beobachtungen, welche völlig klar sind, und dies wird nun auch durch die Resultate bestätigt. Die nachstehende Tafel enthält die Hauptergebnisse für die ganze Beobachtungsperiode. Die Relativzahlen beziehen sich, wie man sieht, auf die Intensität der Sterblichkeit.

(Tabelle siehe p. 276.)

Selbst wenn man von den „sicheren“ Beobachtungen allein ausgeht, wird man erkennen, dass die damaligen Gesundheitszustände dieser bevorzugten Klasse den heutigen allgemeinen Sterblichkeitsverhältnissen gegenüber sehr ungünstig waren.

Vergleicht man die Sterblichkeit mit der auf Grundlage von Hudde's Beobachtungen gefundenen, so zeigt sich eine recht gute Ueber-

1) Vgl. Durrer, Eine Stichprobe über das Mass der menschlichen Sterblichkeit in früheren Jahrhunderten. Zeitschr. f. Schweiz. Stat., 25, 1889.

Dänischer Adel 1530—1679. Männer:

Alter (Jahre)	Sichere Beobachtungen			Unsichere und sichere Beobachtungen zusammen			
	Lebens-jahre	Sterbe-fälle	Von 100 starben jährlich	Lebens-jahre	Sterbefälle	Von 100 starben jährlich	Von 100 starben jährlich in Dänemark 1880—89
19½—	2963,5	47	1,58	—	—	—	0,68
24½—	2746,5	25	0,91	—	—	—	0,66
29½—	2560,5	34	1,33	—	—	—	0,68
34½—	2375	37	1,56	3399,5	74	2,18	0,77
39½—	2157,5	40	1,85	3040	63	2,07	0,96
44½—	1808,5	46	2,43	2638,5	81	3,07	1,23
49½—	1599	58	3,63	2180	93	4,27	1,64
54½—	1239,5	61	4,92	1664,5	87	5,23	2,20
59½—	903	52	5,75	1188	80	6,73	3,22
64½—	587	57	9,71	739,5	76	10,28	4,55
69½—	349,5	38	10,87	436	47	10,78	6,77
74½—79½	183	29	15,85	243	35	14,40	10,14

Frauen:

Alter (Jahre)	Lebens-jahre	Sterbe-fälle	Von 100 starben jährlich	Lebens-jahre	Sterbefälle	Von 100 starben jährlich	Von 100 starben jährlich in Dänemark 1880—89
19½—	2493,5	38	1,12	—	—	—	0,61
24½—	2288	31	1,35	3135	56	1,73	0,73
29½—	2075	36	1,73	2950	56	1,90	0,79
34½—	1876,5	30	1,60	2638,5	52	1,97	0,84
39½—	1678,5	30	1,79	2331	51	2,19	0,92
44½—	1449,5	30	2,07	1987,5	49	2,46	1,01
49½—	1230,5	35	2,84	1688,5	49	2,91	1,20
54½—	1002,5	37	3,69	1393	52	3,73	1,65
59½—	787,5	39	4,95	1081	60	5,55	2,52
64½—	563	34	6,04	786	46	5,85	3,79
69½—	377,5	31	8,21	521,5	47	9,01	5,64
74½—79½	246	24	9,76	313	37	11,82	8,95

einstimmung. Zu diesem Zwecke habe ich die Zahlen p. 270 $\frac{1}{5}$ rückinterpoliert und daraus die Sterblichkeitsintensitäten berechnet.

Alter Jahre	Von 100 Leibrenten-Inhabern starben jährlich	Von 100 dänischen Adligen starben jährlich (beide Geschl.)
34½—	2,0	2,1
39½—	2,5	2,1
44½—	2,7	2,8
49½—	3,5	3,7
54½—	4,6	4,5
59½—	5,9	6,2
64½—	8,8	8,0
69½—	12	10
74½—79½	18	13

Trotz der unsicheren Grundlage ergiebt sich doch eine unverkennbare Uebereinstimmung (u. a. auch mit Rücksicht auf die Geschlechtsverteilung), ausserhalb des Greisenalters wenigstens ist der Unterschied ganz unbeträchtlich.

Doch waren wohl die Todesursachen etwas verschiedene. Der dänische Adlige hatte gefahrvolle Kriegsverpflichtungen; auch waren vielleicht andere gewaltsamen Todesfälle bei ihm häufiger als in

der friedlichen holländischen Bevölkerung. Unter 1221 verstorbenen adligen Frauen weiss man nur von 7 gewaltsamen Todesfällen: 4 wurden hingerichtet, 3 starben an Unglücksfällen. Anders bei den Männern. Unter 1749 verstorbenen weiss man, dass 138 im Kriege starben, 46 ermordet wurden, 10 hingerichtet, 23 an Unglücksfällen und 1 an Selbstmord starben, im ganzen ein Achtel. Namentlich war der Krieg mit Schweden 1563—70 verhängnisvoll; während man für 1550—59 109 Todesfälle kennt, steigt die Zahl 1560—69 bis auf 206, und unter diesen kann man bei 62 mit Bestimmtheit sagen, dass sie im Kriege erfolgt sind.

Die Frage, ob die Sterblichkeit des Adels während dieses 150jährigen Zeitraums Schwankungen unterworfen war, lässt sich nur mit Vorbehalt beantworten, da man keine Sicherheit bezüglich der Verschiebungen der Fehlerquellen hat. Versucht man eine Berechnung für die „sicheren" Erfahrungen allein, so wird man vielleicht die Sterblichkeit am Anfang der Periode etwas mehr als im späteren Verlauf derselben unterschätzen.

Für die Jahre 19½ bis 79½ ergiebt sich nun, indem man die Sterblichkeit für die ganze Periode zu Grunde legt:

	Männer		Frauen	
	Sterbefälle nach			
	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung
1530—1579	70	96	27	49
1580—1629	191	212	118	138
1630—1679	263	216	240	198
Zus.	524	524	385	385

Fusst man dagegen zugleich auf den „unsicheren" Beobachtungen, so wird man für 34½ bis 79½ Jahre bei Männern, 24½ bis 79½ Jahre bei Frauen die folgenden Zahlen finden:

	Männer		Frauen	
	Sterbefälle nach			
	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung
1530—1579	106	120	64	89
1580—1629	266	260	221	213
1630—1679	264	256	270	253
Zus.	636	636	555	555

Unmöglich ist wohl nach diesen Zahlen nicht, dass die Sterblichkeit 1530—1579 kleiner gewesen ist, als später, trotz des 7jährigen Krieges mit seinen Seuchen und gewaltsamen Todesfällen; für die folgenden 100 Jahre würde man dann vielleicht beim dänischen Adel schliesslich eine Sterblichkeit finden, welche mit den holländischen Beobachtungen noch besser im Einklang stände.

Für die nordischen Fürstengeschlechter 1500—1699 meint Bang übrigens einigermassen gleiche Sterblichkeitsverhältnisse gefunden zu haben; eine Berechnung auf Grundlage der „sicheren" Beobachtungen betr. den Adel gab für die Männer im Alter 19½ bis 54½ 48 erwartete, 47 beobachtete Todesfälle, für die Frauen 47 bezw. 31. Basiert man aber auf „unsicheren und sicheren" Erfahrungen zusammen, so steigt der Unterschied. Beobachtete Sterbefälle ergeben sich dann 33 bezw. 28, gegenüber 37 bezw. 43 berechneten. Ausgeschlossen ist dann nicht, dass die Fürstengeschlechter während der Beobachtungsperiode etwas günstiger daran waren als die Adligen 1530—1679, ohne dass man jedoch wegen des geringen Umfanges des Materials und wegen der ganzen Unbestimmtheit der Unterlage endgültige Schlüsse ziehen darf.

Sonst ist über die Sterblichkeit des nordischen Adels wenig bekannt; das gross angelegte Werk von Pontus E. Fahlbeck[1]) über den schwedischen Adel zielt mehr auf die Gesamtheit als auf das Individuum ab, es untersucht die Frage, wie die Familien, nicht wie die Individuen absterben und giebt somit für unseren Zweck keine Anhaltspunkte; es wäre sehr zu wünschen, dass künftige Forscher die in allen Ländern vorhandenen reichhaltigen Fundgruben der adligen Personalgeschichte erschlössen.

11. Dagegen besitzen wir Beobachtungen über die Sterblichkeit im geistlichen Stande. Ich werde im Folgenden die Ergebnisse einer Untersuchung, betreffend die dänischen Geistlichen von 1650—1878, vorführen[2]). Was wesentlich dazu beiträgt, die Prediger bis in entfernte Zeiten zurück verfolgen zu können, ist der Umstand, dass dasselbe Amt oft mehrere Generationen hindurch in derselben Familie blieb. Schon wenige Decennien nach Einführung der Reformation in Dänemark und der darauf folgenden Abschaffung des erzwungenen Cölibats der Geistlichen war es für diese fast notwendig geworden, sich zu verheiraten, häufig mit der Witwe oder einer Tochter des verstorbenen Pfarrers; in anderen Fällen ging das Amt auf den Sohn über; meist blieben die Prediger in demselben Amte, während sie heutzutage recht häufig eins nach dem anderen übernehmen. Alle diese Umstände erleichtern uns die Untersuchung; dennoch verbleiben selbstverständlich grosse Unsicherheiten, und dies um so mehr, je weiter wir in der Zeit zurückdringen wollen. So sind 110 Personen verstorben, ohne dass man das Sterbejahr auch nur annäherungsweise feststellen kann. Von diesen waren 89 1650- 99 eingetreten, 21 im folgenden Jahrhundert. Diese Beobachtungen mussten ganz ausser Betracht gelassen werden. Von den übrigen müssen etwa $\frac{1}{5}$ als nur teilweise brauchbar ausgeschieden werden; sie verteilen sich aber sehr ungleichmässig. Aus den Jahren 1650—99 waren etwa $\frac{2}{3}$ der Todesfälle unsichere Beobachtungen, 1700—1749 nur $\frac{1}{3}$, im folgenden 50jährigen Zeitraum nur 5 Proz., 1800—39 3 Proz. und 1840—79 endlich kaum 1 Proz. In etwa 9 Zehntel dieser unsicheren Fälle fehlte das Geburtsjahr; häufig kannte man dann aber die Studienjahre oder das Ordinationsjahr und konnte sich mit Durchschnittsberechnungen helfen (vgl. oben p. 124) Bisweilen wusste man das Entlassungsjahr, nicht aber das Todesjahr, man konnte aber dann ohne grosse Gefahr 6 Jahre als durchschnittliche Dauer des Ruhestandes vor dem Tode unter den damaligen Verhältnissen annehmen. Wo das Geburtsjahr bekannt war, nicht aber das Eintrittsjahr, konnte man sich gleichfalls mit Durchschnittsberechnungen helfen. Wie bei den Adligen steht auch hier zu erwarten, dass die Sterblichkeit in der Gruppe der unsicheren Beobachtungen grösser ist als in der Gruppe der sicheren; dies bestätigt sich durchaus; 1650—1699 war die Sterblichkeit der letzteren Gruppe nur etwa $\frac{2}{3}$ von derjenigen der ersteren, 1700—1749 gegen $\frac{3}{4}$. Schlägt man beide Gruppen zusammen, so ergiebt sich für 1650—99 eine Sterblichkeit, die etwa um $\frac{1}{5}$, 1700—1749 eine, die etwa um $\frac{1}{10}$ grösser ist als in der sicheren Gruppe.

1) Sveriges Adel I. Lund 1898.

2) Das Material entstammt S. V. Wiberg, Personalhistoriske statistiske og genealogiske Bidrag til en almindelig dansk Prœstehistorie, Odense 1870—71, Supplement Faaborg 1879; später hat Elvius die Personalgeschichte bis auf 1884 ergänzt in Danmarks Prœstehistorie 1869—84, Kjöbenh. 1885—87.

Die Hauptergebnisse werden aus folgender Tafel erhellen, in der alle Beobachtungen zusammengefasst worden sind.

Dänische Prediger

	1650—1699			1700—1749		
Alter (Jahre)	Lebensjahre	Sterbefälle	Von 100 starben jährlich	Lebensjahre	Sterbefälle	Von 100 starben jährlich
24½—29½	1914,5	15	0,8	2329,5	20	0,9
29½—34½	6285,0	94	1,5	6449,0	85	1,3
34½—39½	8352,5	227	2,7	8576,5	169	2,0
39½—44½	6997,0	207	3,0	8365,5	242	2,9
44½—49½	5390,0	203	3,8	7524,0	244	3,2
49½—54½	3762,0	215	5,7	6322,5	260	4,1
54½—59½	2373,5	144	6,1	5094,0	256	5,0
59½—64½	1367,5	111	8,1	3740,5	248	6,6
64½—69½	655,5	49	7,5	2539,5	217	8,5
69½—74½	255,0	34	13	1495,0	172	11,5
74½—79½	76,5	13	17	742,5	115	15,5
79½—84½	25,0	4	—	261,5	49	19
84½—89½	3,0	2	—	60,0	18	30
89½ und darüber	—	—	—	15,5	5	—
Zusammen	37457,0	1318	—	53515,5	2100	—

Hiernach scheint das Niveau sich im Laufe der Zeit etwas gehoben zu haben, trotzdem dass die sozialen Zustände Dänemarks in der ersten Hälfte des 18. Jahrhunderts keineswegs als günstig gelten können. Doch ist hier zweierlei zu erwägen. Einmal ist es nicht unmöglich, dass die Geistlichen im 18. Jahrhundert zu grösserem Wohlstand gelangt sind als früher, wo sie vielleicht mehr das Schicksal der allgemeinen Bevölkerung teilten; findet man sie doch im 18. Jahrhundert häufig an der Spitze, wenn es sich um die Entwickelung des Landbaues handelt. Ferner bleibt, wie oben erwähnt, wegen der unsicheren Erfahrungen ein recht breiter Spielraum. Doch verdient hervorgehoben zu werden, dass sowohl die sicheren Beobachtungen allein, wie die unsicheren allein 1700—49 eine günstigere Sterblichkeit ergeben als 1650—99, und es scheint daher, dass die Lebensaussichten der dänischen Geistlichen sich allmählich verbessert haben.

Wie verhalten sich nun diese Beobachtungen zu den Erfahrungen betreffend den dänischen Adel? Die — im ganzen wohl begründeten — Sterblichkeitscoefficienten für die Geistlichen 1700—49 stehen in gutem Einklang mit denen für die Gesamtheit der Adligen; dagegen wird man für die Prediger der Periode 1650—99 eine etwas grössere Sterblichkeit finden. Es dürfte die Annahme viel für sich haben, dass die breiten Schichten der Bevölkerung damals wie heute mehr dem Tode preisgegeben waren, als die besser situierten, und dass das für Tontiniten in Holland (1589—1672) wie für Adlige in Dänemark (1530—1679) gefundene Niveau somit die Sterblichkeit der wohlhabenden Klassen, das für die dänischen Prediger (1650—99) — die später zu den gesündesten Gesellschaftsklassen gehören — die Sterblichkeit einer weniger gut situierten Stufe darstellt. Vielleicht blieben überhaupt die wirtschaftlichen und hygieinischen Zustände in Dänemark hinter den gleichzeitigen in Holland zurück. Aber

alle diese Bemerkungen leiden, wie oben nachgewiesen, an einer kaum zu beseitigenden Unsicherheit.

12. Im zweiten Kapitel (p. 34 f.) habe ich ferner Halley's Sterbetafel für Breslau diskutiert und bin zu dem Ergebnisse gekommen, dass diese Tafel im ganzen (doch nicht ohne einige Unsicherheit nach oben wie nach unten) ein richtiger Ausdruck für die augenblickliche Sterblichkeit war, dass aber die betreffende Periode als eine verhältnismässig günstige gelten muss. Trotzdem ist die Sterblichkeit nach ihr wesentlich grösser, als heutzutage der Fall zu sein pflegt.

Vergleicht man die Sterblichkeit nach Halley einerseits mit der Breslauer Sterbetafel 1876—85[1]), andererseits mit Hudde's Beobachtungen, dann ergeben sich die folgenden Zahlen.

Von 100 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Breslau			Holland nach Hudde	
	nach Halley	in der Neuzeit M.	in der Neuzeit Fr.	in ungünstigen Perioden	in der übrigen Beobachtungszeit
10½—24½	1,0	0,6	0,5	2,1	1,0
25½—34½	1,5	1,5	1,0	2,3	1,8
35½—44½	2,1	2,4	1,5	3,0	2,0
45½—54½	3,1	3,8	2,0	4,7	2,4
55½—64½	4,2	5,3	3,3	7,1	4,5
65½—74½	7,7	9,1	6,6	10,2	9,9

Was vorerst die Hudde'schen Beobachtungen betrifft, so sieht man, dass die für die günstigere Periode gefundenen Zahlen ganz gut mit den Zahlen für Breslau am Schluss des 17. Jahrhunderts stimmen. Berechnet man nach den günstigeren Beobachtungen, wie viele Todesfälle im Alter 10½ bis 75½ in einer Halley'schen Bevölkerung zu erwarten wären, so erhält man 597 gegen 575 nach Halley's Tafel. In den Seuchenjahren war aber die Sterblichkeit viel grösser. Für die ersten Lebensjahre lässt sich ein entsprechender Vergleich kaum anstellen, da Hudde's Beobachtungen eine Auswahl voraussetzen, die bei dieser Altersklasse sehr wirksam gewesen sein kann; hier ist die Sterblichkeit nach Halley's Tafel viel grösser als nach Hudde's Beobachtungen.

Was nun ferner Breslau in der Neuzeit betrifft, so stellt sich, wenn man auf die verschiedene Besetzung der Altersklassen unter Männern und Frauen Rücksicht nimmt, die Sterblichkeit heutzutage im ganzen etwas niedriger; doch ist der Unterschied bedeutend kleiner, als die meisten erwarten würden. Ueberhaupt hat aber Breslau nach dieser sehr sorgfältig aufgestellten und berechneten Sterbetafel eine auffallend grosse Sterblichkeit. Die mittlere Lebensdauer für einen neugeborenen Knaben war nur 27 Jahre, nach der deutschen Reichstafel dagegen 36 Jahre; für ein neugeborenes Mädchen waren die Zahlen 33 und 38. Ein 10jähriger Knabe hatte in Breslau eine Lebenserwartung von 41 Jahren, im Deutschen Reiche dagegen von 46½, ein 10jähriges Mädchen von 47 bezw. 48 Jahren.

13. In den zarten Kinderjahren war die Sterblichkeit früherer Zeiten, wie es scheint, in der Regel bedeutend grösser als später. Für Genf

1) Breslauer Statistik, XI. Serie, Heft 3.

hat man berechnet, dass die Sterblichkeit der Lebendgeborenen im ersten Jahre im 16. Jahrhundert 26 Proz. gewesen sein soll, in den folgenden Jahrhunderten 24 bezw. 20 und Anfang des 19. Jahrhunderts 16½ Proz.[1]). Da diese Zahlen als Verhältniszahlen zu den Verstorbenen, nicht zu den Geborenen berechnet wurden, sind sie nicht ganz zuverlässig; wahrscheinlich würde jedoch die Scala noch steiler erscheinen, wenn die Geburten herangezogen werden könnten. Nach Berliner Erfahrungen (vgl. Süssmilch, Göttl. Ordn. II, Tafel XIV) kamen auf 100 Getaufte in den Jahren 1727—32 29 Todesfälle vor Ablauf des ersten Jahres, 1733—38 28, 1739—44 25 und 1745—50 28; nach Erfahrungen für 1897 betrug die betreffende Sterblichkeit in Berlin 22 Proz. Wahrscheinlich sind in jenen Zeiten einige Lebendgeborene ungetauft gestorben, sonst würde der Unterschied noch grösser erscheinen.

Nach Struyck starben in einem holländischen Dorf 1654—1741 von 1867 Lebendgeborenen 702 vor einem Jahre, also wiederum eine bedeutende Sterblichkeit, die unter Knaben, wie gewöhnlich, grösser als unter Mädchen war; im ganzen würde nach Struyck's Berechnungen die Hälfte der Knaben und ⅓ der Mädchen in den ersten 10 Jahren verstorben sein, eine Sterblichkeit, die man heutzutage recht selten finden wird.

So erblicken wir in der Vergangenheit nach allen Richtungen hin in der Regel Gesundheitsverhältnisse, die wesentlich ungünstiger waren, als in der Gegenwart, ohne dass wir es, wie mehrmals hervorgehoben, wagen dürften, weder für die Kindersterblichkeit, noch für die Sterblichkeit der Erwachsenen ganz bestimmte numerische Schlüsse zu ziehen.

In Breslau waren (Grätzer, l. c. p. 55 f.) 1687—91 von 100 Geburten 5 Todtgeburten. Von 100 Lebendgeborenen starben etwa 25 vor einem Jahre, und zwar von 100 ehelich Geborenen 24, von unehelich Geborenen 40; wie gewöhnlich war die Mädchensterblichkeit bedeutend kleiner als die Knabensterblichkeit (22 bezw. 27 Proz.); die Zahlen sind nach heutigen Begriffen recht bedeutend, wenngleich nicht überraschend gross. Nach der Sterbetafel 1876–85 für Breslau stellten sich sogar die Zahlen für ehelich Geborene beider Geschlechter auf 28 Proz., für uneheliche auf 45 Proz.

14. Wenden wir uns jetzt der letzten Hälfte des 18. Jahrhunderts zu, so tritt uns eine weit grössere Fülle von Beobachtungen, teils aus der offiziellen Statistik, teils aus anderen Quellen entgegen. In vielen Beziehungen hat die Menschheit während dieser Periode Fortschritte zu verzeichnen. Die asiatische Pest ist grösstenteils aus Europa verdrängt, die Cholera, wie oben dargestellt, noch nicht in diesem Weltteil aufgetreten; nur die Pocken spielen eine hervorragende Rolle. Dagegen liegt die städtische Hygieine im argen, trotz des zunehmenden Wohlstandes des dritten Standes; der Bauernstand wie auch die Industriearbeiter (wo eine Grossindustrie wie in England emporgekommen ist) leiden unter vielen Uebelständen. Wir müssen daher auf grosse Verschiedenheiten in den Gesundheitsverhältnissen vorbereitet sein.

Ich werde vorerst die Beobachtungen betreffend die dänische Geistlichkeit zusammenstellen.

---

1) Mallet: Recherches historiques et statistiques sur la population de Genève. Annales d'Hygiène, XVII, 1837.

Dänische Prediger.

Alter (Jahre)	1750—99			1800—39			1840—78		
	Lebens-jahre	Sterbe-fälle	Von 100 starben jährlich	Lebens-jahre	Sterbe-fälle	Von 100 starben jährlich	Lebens-jahre	Sterbe-fälle	Von 100 starben jährlich
24½—29½	1 636,5	5	—	1 197,0	4	—	223,5	0	—
29½—34½	4 710,0	47	1,0	3 520,0	22	0,6	1 122,5	7	0,6
34½—39½	7 121,5	97	1,4	4 754,5	48	1,0	2 831,5	22	0,8
39½—44½	8 064,5	147	1,8	5 265,5	87	1,7	4 335,0	37	0,9
44½—49½	7 868,0	183	2,3	5 319,0	104	2,0	5 249,5	50	1,0
49½—54½	7 254,0	214	3,0	5 275,0	119	2,3	5 438,5	84	1,5
54½—59½	6 244,0	281	4,5	4 844,0	159	3,3	5 172,0	90	1,7
59½—64½	4 762,0	273	5,7	4 066,0	197	4,8	4 587,0	141	3,1
64½—69½	3 421,0	268	7,8	2 959,0	197	6,7	3 507,5	161	4,6
69½—74½	2 162,0	235	10,9	1 919,0	173	9,0	2 275,0	174	7,6
74½—79½	1 110,5	144	13	1 083,0	146	13,5	1 348,5	130	9,6
79½—84½	515,0	98	19	446,0	88	20	679,0	90	13
84½—89½	155,0	44	28	138,5	29	21	245,0	54	22
89½ u. dar.	54,5	15	28	38,5	11	29	69,5	15	21
Zusammen	55 078,5	2051	—	40 825,0	1384	—	37 084,0	1055	—

Hier sind wie oben die unsicheren Beobachtungen mit eingeschlossen; falls man dieselben ausschliessen wollte, würde das Niveau übrigens fast unverändert bleiben; 1750—99, wo sie noch eine gewisse Rolle spielen, würde ihre Ausschaltung die Sterblichkeit nur um etwa 1 Proz. erhöhen. Vergleicht man die Sterblichkeit 1750 – 99 mit den Zahlen der folgenden Periode, so zeigt sich eine ganz wesentliche Verbesserung der Gesundheitsverhältnisse, und diese Bewegung setzt sich in der folgenden Zeit fort, bis wir um die Mitte des 19. Jahrhunderts etwa ein Niveau erreichen, wie es Ansell für gut situierte Familien gefunden hat.

Für eine etwas jüngere Beobachtungsreihe, betreffend englische Prediger, lässt sich eine ähnliche Bewegung der Sterblichkeit nachweisen[1]).

Man erhält hier die folgenden Zahlen, die sich auf Prediger beziehen, welche 1760—1800 bezw. 1800—1860 eintraten; man hat also bei der ersten Beobachtungsreihe mit einer Periode zu thun, die der zweiten Hälfte des 18. Jahrhunders angehört, während die zweite ganz ins 19. Jahrhundert fällt.

Alter (Jahre)	Eingetreten 1760—1800			Eingetreten 1800—1860		
	Lebensjahre	Gestorbene	Von 100 Lebenden starben jährlich	Lebensjahre	Gestorbene	Von 100 Lebenden starben jährlich
24—35	6 082	36	0,6	3 863	22	0,6
35—45	12 264	106	0,9	9 682	66	0,7
45—55	15 100	243	1,6	13 222	144	1,1
55—65	13 835	435	3,1	10 888	231	2,1
65—75	9 314	556	6,0	6 191	333	5,4
75—85	3 498	482	14	2 114	266	13
85—95	479	123	26	288	71	25
95—	8	6	—	17	2	—
Zusammen	60 580	1987	—	46 265	1135	—

1) Hodgson: Duration of Life amongst the Clergy of England and Wales. London 1864—65.

Diese Zahlen stehen in recht gutem Einklang mit den Beobachtungen für Dänemark; dort wie hier ist in der letzten Periode etwa dasselbe Niveau erreicht worden.

Auch Beobachtungen, betreffend den Gelehrtenstand, können herangezogen werden. Die folgenden Zahlen entstammen einer oben citierten Abhandlung[1]) über die französischen Akademiker, welche 1635—1793 aufgenommen wurden. Die Beobachtungen sind bis 1840 fortgeführt; sie gehören also einer recht langen Periode an, die jüngeren Lebensjahre meist einer früheren Zeit, die älteren wohl zum guten Teil dem 18. Jahrhundert. Einige Unsicherheit herrscht mit Rücksicht auf die Altersbezeichnung, doch kann es sich nur um eine hier belanglose Verschiebung handeln.

Von sämtlichen Akademikern lebte nur noch einer (Cassini, 1845 verstorben), den ich als im Alter 92 ausgetreten aufgefasst habe.

Französische Akademiker.

Alter (Jahre)	Lebensjahre	Verstorbene	Von 100 Personen starben jährlich
18½—34½	1049,0	13	1,2
34½—49½	4137,5	47	1,1
49½—59½	3751,5	73	1,9
59½—64½	1820,5	52	2,9
64½—69½	1635,0	71	4,3
69½—74½	1354,5	77	5,7
74½—79½	926,5	101	11
79½—84½	468,0	78	17
84½—89½	184,5	37	20
89½—94½	65,0	17	26
94½—	18,0	5	—
Zusammen	15410,0	571	—

Die Sterblichkeit ist in den älteren Jahren günstiger als nach Déparcieux, was leicht erklärlich ist; in den jüngeren Jahren ist sie etwa dieselbe, also doch im ganzen eine recht günstige; die dänischen Prediger haben noch 1800—1849 eine etwas grössere Sterblichkeit; erst in der folgenden Periode ist der Gesundheitszustand der dänischen Prediger im ganzen ein besserer.

15. Für das dänische Fräuleinkloster Vemmetofte habe ich die Erfahrungen von 1753—1879 bearbeitet. Vergleichen wir hier die Periode 1753—1799 mit der Periode 1800—1879, so wird man in der ersteren eine Sterblichkeit beobachten, die etwa um die Hälfte grösser ist als die spätere. Indessen sind die Beobachtungen nicht zahlreich genug, um ein bindendes Urteil zu gestatten; ich werde in einem folgenden Kapitel hierauf zurückkommen.

Dagegen besitzt man in der Genealogie der Fürstenhäuser eine recht umfangreiche Beobachtungsreihe, welche eine Bearbeitung mit Rücksicht auf die vorliegende Frage zulässt. Ich habe das Material zur Untersuchung der Vererbung herangezogen[2]), indem ich das von Hjort-Lorenzen herausgegebene Annuaire généalogique des maisons souveraines als Grundlage benutzte. Dabei habe ich das Material in mehrere Gruppen

1) Benoiston de Châteauneuf: De la durée de la vie chez les savans et les gens de lettre. Annales d'Hygiène XXV, 1841.

2) Ein Auszug aus den Ergebnissen wurde in einen Vortrag aufgenommen: Einige Bemerkungen über den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit (Congress für Hygiene und Demographie Wien 1887; vgl. auch Assecuranz-Jahrbuch 1889.)

eingeteilt, um den störenden Einfluss der Bewegung der Sterblichkeit zu vermeiden, und zwar in der Weise, dass ich die Hochzeiten der fürstlichen Personen nach der Zeit zerlegte, in denen sie stattfanden. Die erste Periode deckt etwa die erste Hälfte des 18. Jahrhunderts, die folgende die Zeit vom 1. Januar 1750 bis Ende 1799, die dritte vom 1. Januar 1800 bis Ende 1839, die vierte vom 1. Januar 1840 bis Ende 1881; die Kinder aus sämtlichen dieser Ehen wurden dann bis Ende 1882 verfolgt. Für die erste Periode beziehen sich die Beobachtungen nun offenbar wesentlich auf das 18. Jahrhundert, und zwar so, das die Kinderjahre meist in der ersten Hälfte des Jahrhunderts liegen, das erwachsene Jugendalter meist um die Mitte des Jahrhunderts fällt etc.; für die folgenden Perioden kann man ähnliche Reihen aufstellen. Die nachstehende Tafel giebt die Intensität der Sterblichkeit an. Dass dieser Massstab für die ersten Kinderjahre an gewissen Mängeln leidet, spielt in diesem Zusammenhang nur eine untergeordnete Rolle.

Mitglieder der europäischen Fürstenhäuser:

Alter (Jahre)	Männer: Eltern getraut: vor 1750			1750—1799			1800—1839			1840—1881		
	Lebens-jahre	ver-storben	von 100 starben jährlich	Lebens-jahre	ver-storben	von 100 starben jährlich	Lebens-jahre	ver-storben	von 100 starben jährlich	Lebens-jahre	ver-storben	von 100 starben jährlich
0—1	375,0	66	17,6	408,5	57	14,0	377,5	37	9,8	382,0	30	7,9
1—5	1232,5	56	4,5	1394,0	58	4,2	1360,5	33	2,4	1348,5	17	1,3
5—10	1410,0	10	0,7	1582,0	17	1,1	1619,5	10	0,6	1462,0	3	0,2
10—15	1370,5	10	0,7	1517,0	7	0,5	1570,5	6	0,4	1177,0	5	0,4
15—20	1315,0	15	1,1	1488,0	3	0,2	1538,0	12	0,8	879,0	5	0,6
20—25	1236,0	14	1,1	1448,5	12	0,8	1465,0	12	0,8	613,5	3	—
25—35	2228,0	28	1,3	2701,0	29	1,1	2668,5	25	0,9	632,5	1	—
35—45	1981,5	33	1,7	2420,0	31	1,3	2164,5	15	0,7	74,0	—	—
45—55	1656,0	29	1,8	2070,0	43	2,1	1448,0	25	1,7	—	—	—
55—65	1297,0	51	3,9	1582,0	57	3,6	619,0	21	3,4	—	—	—
65—75	671,5	63	9,4	874,5	76	8,7	115,0	6	—	—	—	—
75—85	188,5	26	14	250,5	31	12	2,0	0	—	—	—	—
85—	25,0	7	—	10,0	3	—	—	—	—	—	—	—
Zus.	14986,5	408	—	17746,0	424	—	14948,0	202	—	6568,5	64	—
	Frauen:											
0—1	336,0	46	13,7	344,0	58	16,9	338,5	33	9,7	331,0	19	5,7
1—5	1196,0	32	2,7	1149,5	46	4,0	1232,5	23	1,9	1169,0	13	1,1
5—10	1380,0	10	0,7	1324,0	12	0,9	1485,0	6	0,4	1205,5	6	0,5
10—15	1346,5	3	0,2	1273,5	7	0,6	1459,5	5	0,3	925,0	4	0,4
15—20	1322,5	10	0,8	1236,0	14	1,1	1426,0	13	0,9	657,0	6	0,9
20—25	1275,0	12	0,9	1158,0	15	1,3	1350,5	16	1,2	451,0	2	—
25—35	2312,5	32	1,4	2128,0	26	1,2	2498,5	18	0,7	433,5	2	—
35—45	2057,5	23	1,1	1863,0	16	0,9	2061,5	18	0,9	39,5	—	—
45—55	1751,5	41	2,3	1671,0	35	2,1	1309,5	14	1,1	—	—	—
55—65	1270,5	52	4,1	1258,5	47	3,7	630,0	18	2,9	—	—	—
65—75	736,0	61	8,3	778,5	49	6,3	140,5	5	—	—	—	—
75—85	193,5	34	18	278,5	32	11	15,5	1	—	—	—	—
85—	20,0	3	—	18,0	4	—	—	—	—	—	—	—
Zus.	15197,5	359	—	14480,5	361	—	13947,5	170	—	5211,5	52	—

Die meisten der angeführten Relativzahlen sind einzeln genommen aus zu kleinen Beobachtungszahlen hervorgegangen, um jede für sich ein bindendes Urteil zu gestatten, und doch wird eine Betrachtung der Tafel zeigen, dass die Sterblichkeit bedeutend abgenommen hat. Um dies zu verdeutlichen, denken wir uns auf Grund der Sterblichkeit der ersten Gruppe die Sterbefälle in den anderen Gruppen budgetiert und die Resultate für längere Altersstrecken und beide Geschlechter zusammengefasst. Dann zeigen sich folgende Ergebnisse:

Alter (Jahre)	Zweite Gruppe		Dritte Gruppe		Vierte Gruppe	
	Anzahl der Todesfälle nach					
	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung
0—5	219	212,7	126	207,3	79	204,8
5—25	87	86,1	80	92,2	34	54,6
25—55	180	202,2	115	185,4	3	16,0
55—	299	350,8	51	75,5	—	—
Zusammen	785	851,8	372	560,4	116	275,4

Betrachten wir vorerst das Kindesalter. Die Sterblichkeit scheint sich während des 18. Jahrhunderts nicht sehr geändert zu haben, aber um so mehr treten die Ersparnisse an Leben in den folgenden Gruppen hervor, so dass die Sterblichkeit in der letzten Gruppe nur $\frac{2}{5}$ von der in der ersten Gruppe beobachteten ist. Wir haben hier die Wirkung der besseren Gesundheitspflege, der Fortschritte der Heilkunde und nicht am wenigsten der Beseitigung einer Krankheit wie der Pocken vor uns.

Auch die Beobachtungen für das Jugendalter deuten auf bedeutende Fortschritte im 19. Jahrhundert hin. Der Schwerpunkt dieser Erfahrungen dürfte für die erste Gruppe etwa auf die Mitte des 18. Jahrhunderts fallen, für die zweite auf den Schluss desselben, ferner für die dritte und vierte etwa auf 1840 und 1870. Gehen wir zur Altersstrecke 25—55 über, indem wir nun den Schwerpunkt, rund genommen, für die drei ersten Gruppen etwa auf 1770, 1820 und die Sechziger des 19. Jahrhunderts feststellen, während die vierte Gruppe kaum in Betracht kommt, so kann man aus den Zahlen einen bedeutenden Fortschritt im 19. Jahrhundert ablesen.

Endlich die älteren Jahre. Die erste Gruppe konzentriert sich hier gegen Ende des 18. Jahrhunderts, die zweite gegen die Mitte des 19. Jahrhunderts und der Schwerpunkt der dritten folgt dann ein paar Jahrzehnte später; man sieht hier also wiederum grosse Ersparnisse an Leben im 19. Jahrhundert gegenüber dem 18ten.

Versucht man eine Vergleichung mit den Erfahrungen für dänische Prediger 1750—99, so ergiebt sich, dass die männlichen Mitglieder der europäischen Fürstenhäuser in der ersten Gruppe im Alter 25—35 allerdings eine recht bedeutende Uebersterblichheit haben, später gleicht sich aber der Unterschied aus, und im ganzen ist die Sterblichkeit der Fürstenfamilien günstiger als die der dänischen Prediger 1750—99.

16. Fragen wir nun nach den Beobachtungen betreffend Tontinen, Leibrentenanstalten und Witwenkassen, so erweisst sich, wie im 2. Kapitel

entwickelt, das Material etwas dürftig, doch sind einige Beobachtungsreihen vorhanden, welche die Gesundheitszustände der betreffenden Periode beleuchten. So die Untersuchungen von John Finlaison 1829 (vgl. oben p. 73). Er giebt z. B. einige Leibrentenwerte (Zinsfuss 4 Proz. jährlich) für die 1783 ausgestorbene Tontine 1693 an. Unter Berücksichtigung der Geschlechtsverteilung zeigt sich, dass die Leibrentenwerte, welche aus den Erfahrungen der „Irish Tontines" 1773, 75 und 78[1]), der „Great English Tontine" 1789 und des „Sinking Fund" (alle bis Ende 1822) hervorgehen, im 20. Jahr etwa um 16 Proz. höher waren, im 30. Jahr ebenfalls, im 50. Jahr etwa 18 Proz. und im 70. Jahr sogar gegen ein Viertel höher. Die Sterblichkeit scheint also bedeutend abgenommen zu haben. Selbstverständlich können hier gewisse störende Einflüsse mitspielen, aber sie verschwinden gegenüber der erwähnten grossen Erhöhung der Leibrentenwerte. So wurden bei der Tontine 1789 einige von der Regierung durch Loos herausgenommen, andere durch die Interessenten gewählt. Nimmt man auf die verschiedene Verteilung nach Geschlecht Rücksicht, so gelangt man zu dem Ergebnis, dass die Leibrentenwerte für diese beiden Gruppen fast dieselben waren.

Später bearbeitete A. G. Finlaison (wie oben p. 91 erwähnt) dasselbe Material bis auf 1856. Aus seinem Berichte entnehme ich einige Zahlen, die wesentlich für die betreffende Periode Gültigkeit haben.

Tontinen 1773—77.

Alter (Jahre)	Männer:			Frauen:		
	Lebensjahre	Todesfälle	Von 100 starben jährlich	Lebensjahre	Todesfälle	Von 100 starben jährlich
1—	981,0	8	0,8	1294,0	11	0,9
6—	2590,0	13	0,5	3572,5	20	0,6
11—	3738,5	24	0,6	5235,5	27	0,5
16—	4343,5	40	0,9	6245,5	46	0,7
21—26	4674,5	68	1,5	6878,0	72	1,0

Die Sterblichkeit der Tontine 1789 war in denselben Jahren fast dieselbe. Budgetiert man nach der letzteren Tafel die Sterblichkeit für die Tontinen 1773—77, so ergeben sich im ganzen im Alter 1—26 339 Sterbefälle, während faktisch 329 eintraten, also fast dieselbe Zahl.

A. Morgan's Untersuchungen, betreffend die Sterblichkeits-Erfahrungen der Lebensversicherungsgesellschaft Equitable (vgl. oben p. 92), umfassen die Zeit 1762—1828 mit einer Ergänzung bis auf 1832. Die Werte, welche er für die mittlere Lebensdauer angiebt, stimmen zwischen 35 und 70 sehr gut mit Déparcieux's Zahlen überein, für die Jugendjahre wie das Greisenalter sind Morgan's Zahlen etwas höher, d. h. die Sterblichkeit in dieser Altersperiode ist günstiger als nach den französischen Erfahrungen, während sie in der Mitte des Lebens etwas grösser ist. Uebrigens lassen die Beobachtungen sich nicht in Zeitperioden zerlegen;

---

1) Die irischen Tontinen hatten ihren Namen davon, dass sie auf einem Beschluss des damaligen irischen Parlaments beruhten; sie wurden auch von Ausländern gesucht, meistens gehörten die Mitglieder den wohlsituierten Klassen an (vgl. A. G. Finlaison, Report and Observations 1860, p. 10—11).

nur die Jahre 1829—32 sind, wie bemerkt, besonders behandelt. Dieselben zeigen eine etwas grössere Sterblichkeit als die ganze Periode; in diesen Jahren scheint in grossen Gebieten Europas eine recht grosse Sterblichkeit geherrscht zu haben; so war das Jahr 1831 das einzige im 19. Jahrhundert mit einem Geburtsunterschuss in Dänemark, während sonst die Geburten die Sterbefälle um viele Prozent übertreffen.

Auch Brune's Arbeiten über Witwenkassen (vgl. oben p. 93) beziehen sich teilweise auf das 18. Jahrhundert, indem mit 10jährigem Zwischenraume die preussischen Erfahrungen von 1776 an behandelt sind. Die Sterblichkeit ist im ganzen etwas ungünstiger als nach Equitable-Erfahrungen.

Auch die Carlisle Table kann hier erwähnt werden (vgl. oben p. 70); sie ist allerdings auf Grundlage der Sterblichkeit (1779—87) in einer allgemeinen Bevölkerung, nämlich der kleinen Stadt Carlisle in Nord-England berechnet, wegen ihrer grossen praktischen Verwendung zu Lebensversicherungszwecken liegt es aber nahe, sie hier heranzuziehen. Wie wir unten sehen werden, scheint die Sterblichkeit in der Stadt Carlisle sehr günstig gewesen zu sein und dürfte eher die Lebensaussichten der besser situierten Klassen als die der allgemeinen Bevölkerung ausgedrückt haben. Die Sterblichkeit ist viel niedriger als die der dänischen Prediger 1750—99, sie stimmt besser mit den Erfahrungen für die englischen 1760—1800 eingetretenen Geistlichen überein, indem diese in den jüngeren Jahren eine kleinere, später eine grössere Sterblichkeit hatten, wobei übrigens nicht zu vergessen ist, dass die Carlisle Table beide Geschlechter umfasst. Die mittlere Lebensdauer im Vergleich mit anderen Erfahrungen erhellt aus nachstehender Tafel:

Alter (Jahre)	Mittere Lebensdauer nach		
	Déparcieux (Tontinen) Jahre	Equitable-Beobachtungen Jahre	Carlisle Table Jahre
20	40,29	41,77	41,46
40	27,76	27,55	27,61
60	14,16	14,11	14,34
70	8,79	8,99	9,18
80	4,73	5,51	5,51

Fasst man die gewonnenen Ergebnisse zusammen, so lässt sich behaupten, dass die gut situierten Klassen in der letzten Hälfte des 18. Jahrhunderts ein recht günstiges Gesundheitsniveau erreicht haben, doch sind weitere Fortschritte noch möglich, nicht zum wenigsten in den Kinderjahren (vgl. oben die Fürstenfamilien). Wie stand es nun aber mit der allgemeinen Bevölkerung?

17. Was vorerst die Kindersterblichkeit betrifft, so mögen hier zwei Beobachtungsreihen angeführt werden, die bis in die Mitte des 18. Jahrhunderts zurückreichen. Die ersten verdanken wir Schweden[1]),

1) Bidrag til Sveriges officiela Statistik A ny följd XVIII, Stockholm 1878; vgl. auch Hendriks, On the vital Statistics of Sweden from 1749—1855, Journal Stat. Soc. 1862, vol. XXV.

dem klassischen Lande der offiziellen Statistik, die zweite entstammt G. F. Knapp's[1]) Bearbeitung der Bevölkerungsstatistik Leipzigs.

Periode:	Von 1000 Neugeborenen starben in einem Jahre:			
	Schweden			Leipzig
	Knaben	Mädchen	beide Geschlechter	beide Geschlechter
1751—1760	214	194	205	355
1761—1770	226	206	216	366
1771—1780	211	192	202	317
1781—1790	209	190	200	328
1791—1800	207	184	196	375
1801—1810	211	185	199	340
1811—1820	196	170	183	308
1821—1830	179	155	168	235
1831—1840	179	154	167	233
1841—1850	165	141	153	224
1851—1860	157	134	146	206
1861—1870	149	128	139	223

Die Zahlenreihen stimmen darin überein, dass die Sterblichkeit überhaupt sehr stark zurückgegangen ist, dass aber die ersten 60 Jahre fast dasselbe Niveau hatten. 1751—1810 schwanken die Zahlen für Leipzig zwischen 32 und 37½ Proz., in Schweden (hier beide Geschlechter) zwischen 20 und 22 Proz.; in den folgenden 60 Jahren geht aber die Sterblichkeit auf 21 oder 22 Proz. bezw. 14 Proz. herunter (1881—90 in Schweden auf 11 Proz.). Diese grossen Ersparnisse an Leben finden sich auch in der folgenden Altersperiode wieder, wo sich übrigens die Fortschritte schon etwas früher zeigen. So starben 1751—60 in Leipzig von 1000 Neugeborenen 333 zwischen 1 und 10 Jahren, 1791—1800 192 und 1861—70 144. In Schweden starben 1751—60 von 1000 Lebenden im Alter von 0—10 Jahren jährlich 53⅓, 1791—1800 49, also ein stärkerer Rückgang als für 0—1 Jahr allein, und 1861—70 35. Zu dieser Besserung trugen nicht nur die hygieinischen Massregeln bei, wie vor allem die Vaccination, sondern auch die Erhöhung des Wohlstands, welche das 19. Jahrhundert auszeichnet.

Im übrigen zeigt sich, dass das Niveau Schwedens und Leipzigs ein sehr verschiedenes ist; damals wie heute war die Kindersterblichkeit ein Gebiet, wo die schädlichen oder günstigen Verhältnisse der Umgebung die Zahlen stark beeinflussen konnten. Noch günstiger als in Schweden stellte sich die Sterblichkeit in Carlisle. 1779—87 starben hier von 1000 Lebendgeborenen 154, in Schweden 1781—85 194 und 1786—90 206, also bedeutend mehr.

Für die übrigen Altersklassen wird man eine Uebersicht über die Bewegung der Sterblichkeit in Schweden aus der folgenden Tafel erhalten.

(Tabelle siehe p. 289.)

Die Zahlen deuten auf grosse Schwankungen in der Sterblichkeit hin, und im ganzen sieht man keine ausgesprochene Tendenz zu einer Besserung der Zustände, trotz der stetigen Abnahme der Pockensterblichkeit.

1) Mitt. des stat. Bur., Heft 8. 1874. Die Zahlen sind nach der von Knapp u. a. vorgeschlagenen Methode berechnet, vgl. oben p. 163 f.

Von 1000 in jeder Altersklasse starben jährlich:

Alter (Jahre)	1751 —1760	1761 —1770	1771 —1780	1781 —1790	1791 —1800	1801 —1810	1811 —1820
0—10	535	552	572	539	488	468	468
10—20	64	65	84	77	53	73	59
20—30	87	88	104	100	76	99	86
30—40	115	118	132	128	103	126	119
40—50	165	168	181	172	153	177	168
50—60	242	245	263	248	235	299	274
60 und darüber	721	765	800	776	786	883	801
Alle Alter	274	277	289	277	254	279	258
Von 1000 Verstorbenen starben an Pocken	14	13	9	8	7	3	0,6

Ganz anders im 19. Jahrhundert. Zum Vergleiche diene, dass 1881 bis 1890 die Intensität der Sterblichkeit im Alter 10–20 etwa 0,0043 war, im Alter 20—30 0,0061 und 30—40 0,0071, so dass das Sterblichkeitsniveau also im 19. Jahrhundert ausserordentlich stark gefallen ist. Im Alter 40—50 bezw. 50—60 starben jährlich 9 bezw. 15 Proz., also auch hier eine grosse Ersparnis an Leben. Berechnet man, wie gross nach Massgabe der Sterblichkeitserfahrungen für 1861—75 die Zahl der Gestorbenen in anderen Perioden hätte sein müssen, und vergleicht man die gefundene Zahl mit der thatsächlichen, so ergiebt sich, dass 1751—1820 etwa 4,11 Mill. starben, während nur 2,95 zu erwarten wären, dass also die wirkliche Zahl die erwartungsmässige um 1,16 Mill. übersteigt; von diesen Verlust sind 0,30 Mill. auf die Pocken zurückzuführen. Dies giebt einen Rückschluss auf die heutigen Zuwachsverhältnisse der civilisierten Bevölkerungen.

Für Oldenburg hat man interessante Nachrichten über die Bewegungen der Bevölkerung seit 1791. (Statistische Nachrichten über das Grossherzogthum Oldenburg, Bewegung der Bevölkerung, 1870). Zum Vergleiche mit Schweden mögen hier die folgenden Zahlen angeführt werden: 1791—1810 starben von 1000 Neugeborenen 247, 1811—30 216; die Kindersterblichkeit war somit etwas grösser als in Schweden. So auch in den übrigen Altersperioden:

Von 1000 Personen jeder Alterklasse starben jährlich:

Alter	Oldenburg 1791—1810	Oldenburg 1811—1830	Schweden 1791—1815	Schweden 1816—1840
0—5	61	52	49	38
5—10	13	10		
10—20	7	7	6	5
20—30	10	11	9	8
30—40	14	14	12	11,5
40—50	19	19	17	16,5
50—60	34	33	27	26

Es geht aus diesen Zahlen hervor, dass das Sterblichkeitsniveau Schwedens ein niedriges war; wie günstig die Verhältnisse lagen, erhellt daraus, dass die dänischen Prediger 1750—99 im Alter 30—40 bezw. 40—50 und 50—60 die folgenden Sterblichkeitskoëffizienten hatten: 1,3 Proz. bezw. 2,2 und 4 Proz., also bedeutend höhere als Schweden. Dagegen zeigt die Carlisle Table etwas günstigere Verhältnisse. Man hat nämlich:

	Schweden 1781—1785	Schweden 1786—1790	Carlisle 1779—1787
Es starben binnen Jahresfrist:			
Von 1000 Lebendgeb.	194	206	154
Von 1000 Lebenden im Alter (Jahre)			
0—10	57	51	49
10—20	8	7	6
20—30	10	10	8
30—40	12	14	11
40—50	15	19	14
50—60	23	27	19

Eine recht interessante, etwas ältere Beobachtungsreihe zur Kennzeichnung der Sterblichkeit in Oldenburg und Delmenhorst hat Oeder gesammelt und Kritter veröffentlicht[1]). Sie bezieht sich auf 321 Ehepaare, welche 1730—40 in die Ehe traten (im ganzen 263 Todesfälle von Männern, 231 von Frauen). Eine Bearbeitung der Zahlen, die, wie üblich, mit Rücksicht auf die Altersbezeichnung ein wenig unklar sind, ergiebt die folgenden Hauptresultate.

Von 100 Personen starben jährlich:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen	Beide Geschlechter
20—30	0,5	1,0	0,8
30—40	1,1	1,6	1,4
40—50	2,6	1,2	1,9
50—60	3,1	2,5	2,8
60—70	4,8	4.4	4,6
70—80	8	8	8
80—	19	8	14

Diese Zahlen, die die üblichen Differenzen der Lebensaussichten (trotz aller Zufälligkeiten wegen des geringen Umfanges des Materials) der beiden Geschlechter abspiegeln, stimmen mit dem für Oldenburg oben angegebenen Niveau recht gut überein. Die Zahlen für die Männer weichen nicht wesentlich vom Sterblichkeitsniveau der dänischen Prediger 1750—99 ab.

18. Fragen wir jetzt, welche Ergebnisse mit Rücksicht auf die Geschichte der Sterblichkeit bis zum Anfang des 19. Jahrhunderts nunmehr gewonnen sind, dann muss man gestehen, dass ein vollständiger Ueberblick über die Bewegungen der Sterblichkeitsverhältnisse keineswegs erreicht worden ist. Dies liegt einfach in der Spärlichkeit und Lückenhaftigkeit der Beobachtungen, die unmöglich den ausserordentlich grossen Verschiedenheiten gerecht werden können, die damals wie heute in der menschlichen Gesellschaft bestanden, und die — wie wir für die gegenwärtigen Verhältnisse sehen werden — ihr Spiegelbild in der Sterblichkeit haben. Viele der anscheinend grossen Widersprüche in den Zahlen lassen sich vielleicht in dieser Weise erklären. Wenn z. B. die dänischen Prediger eine so grosse Sterblichkeit hatten, so liegt dies vielleicht teilweise daran, dass die sozialökonomischen Verhältnisse Dänemarks im

1) Joh. Augustin Kritters Probe über die Richtigkeit seiner neuesten Berechnungen für die Weimar- und Eisenachischen Witwen Cassen aus Erfahrungen von 167 und 154 Ehepaaren, welche in den Städten Oldenburg und Delmenhorst vom Jahr 1730 bis 1740 copuliert und im Jahr 1780 beynahe völlig ausgestorben waren. Göttingisches Magazin der Wissenschaften und Litteratur, III, 1782, p. 19 f., p. 289 f. Einige Druckfehler habe ich thunlichst berichtigt.

18. Jahrhundert viel zu wünschen liessen und die Gesundheitsverhältnisse wohl entsprechend schlechte waren, während Schweden vielleicht schon damals (wie heute) als ein gesundes Land gelten konnte.

Auch die damals grösseren Schwankungen in der Sterblichkeit wollen sehr vorsichtig betrachtet werden. Wir haben z. B. gesehen, dass Halley's Tafel unzweifelhaft eine bedeutend geringere Sterblichkeit aufweist, als man erhalten hätte, falls man über eine längere Beobachtungsreihe verfügt hätte.

Indessen haben wir vielerlei Zeugnisse für die grossen Gefahren aufgewiesen, welchen das Leben damals häufig ausgesetzt war; und im ganzen darf man behaupten, dass die Lebensaussichten bedeutend schlechtere waren, dass unter sonst gleichen Umständen die Menschen damals mehr dem Tode preisgegeben waren als jetzt. Allerdings lassen sich auf anderen Punkten Verschiebungen zu Ungunsten der Gegenwart beobachten, die Industriebevölkerung nimmt auf Kosten der ackerbauenden Bevölkerung zu, die Grossstädte mit ihren mannigfachen Uebelständen wachsen ungeheuer an, und diese Verschiebungen können die Wirkung der sonstigen grossen Fortschritte neutralisieren. So konnte man eine Jahresreihe hindurch für England im 19. Jahrhundert sowohl in den Städten wie auf dem Lande eine erhebliche Abnahme der summarischen Sterblichkeit beobachten, aber im ganzen Reiche blieb die Sterblichkeit dennoch gleichzeitig konstant. Diese Sachlage wird jedoch kaum von Dauer sein. Schliesslich wird die Besserung auch auf den am schlechtesten bestellten Punkten so gross werden können, dass die Wirkung auf das Ganze merkbar wird: wenn z. B. die ganze Landbevölkerung Englands in die Städte mit ihren schlechteren Gesundheitsverhältnissen wanderte, könnten die hygieinischen Fortschritte in den Städten doch so gross werden, dass die Sterblichkeit daselbst kleiner würde, als ehemals auf dem Lande; alsdann würde jeder Fortschritt der Lebensaussichten auch in der Gesamtheit fühlbar sein.

Gilt es nunmehr, die Sterblichkeitsbewegungen im 19. Jahrhundert zu erforschen, so liegen die Bedingungen weit günstiger. Hier hat man z. B. das ungeheuer herangewachsene Material der offiziellen Statistik, der Lebensversicherungsgesellschaften, und teilweise auch der Krankenkassen zur Verfügung. Für einen künftigen Geschichtsschreiber der sozialen Erscheinungen wird im 19. Jahrhundert in vielen Beziehungen der Wendepunkt liegen, und nicht am wenigsten mit Rücksicht auf Gesundheitspflege und Gesundheitsverhältnisse. An der Schwelle des Jahrhunderts steht der Kampf gegen die Pocken, am Schluss desselben fängt man an, mit aller Macht die tuberkulösen Krankheiten zu bekämpfen, man wird sich der Bedeutung von Wasser, Luft und Licht immer mehr bewusst, die Städte werden immer reinlicher, die Krankenhäuser besser gegen Hospitalkrankheiten geschützt, kurz, auf vielen Gebieten der Gesundheitspflege wird eine wahre Revolution durchgeführt.

Greifen wir vorerst einige Beispiele aus der offiziellen Statistik heraus; ich beginne mit Schweden, indem ich aus dem schon mehrmals citierten Bericht (A ny följd XXXII, 3, 1895) die folgenden Zahlen wähle:

Von 1000 Personen jeden Alters starben im Laufe eines Jahres:

Alter (Jahre)	1816—40	1841—50	1851—60	1861—70	1871—80	1881—90
			Männer:			
0	179,70	165,25	157,40	149,29	140,60	119,98
1	47,90	38,60	45,80	49,00	40,70	35,85
5	10,90	11,25	15,55	13,50	12,20	10,80
10	5,10	4,65	6,40	5,30	5,20	4,71
20	6,70	6,05	7,10	6,40	6,30	6,09
30	10,90	8,85	9,60	7,80	7,80	6,73
40	15,10	14,15	13,70	11,50	10,20	8,75
50	24,40	22,05	19,55	17,90	15,30	13,15
60	40,00	36,25	37,20	33,40	27,50	24,33
70	80,40	77,80	72,80	70,70	61,40	52,55
80	168,50	174,50	161,95	156,40	147,50	134,10
85	269,00	299,80	232,40	243,50	222,30	209,21
			Frauen:			
0	154,90	140,55	134,40	128,20	119,30	100,52
1	43,20	35,85	42,35	45,90	38,30	33,55
5	10,50	9,90	15,00	12,80	11,70	10,58
10	5,20	4,65	5,80	5,10	4,90	4,61
20	6,00	5,15	5,15	5,10	5,00	4,96
30	8,70	7,20	7,80	6,70	7,00	6,44
40	11,90	10,65	10,50	9,80	8,90	8,06
50	17,00	14,35	14,20	13,50	11,40	9,00
60	31,50	27,55	29,85	26,00	21,80	19,13
70	70,70	67,55	65,30	60,40	51,70	46,52
80	149,00	161,40	150,55	146,70	125,30	117,73
85	239,70	241,50	212,45	211,60	191,70	181,65

Die ganze 75jährige Periode hindurch kann man also in der Sterblichkeit beim ersten Lebensjahre einen ununterbrochenen Fortschritt beobachten, dem bedeutende Ersparnisse an Leben entsprechen (vgl. hiermit die Uebersicht p. 288); während von 100 lebendgeborenen Knaben 1816 bis 1840 18 binnen Jahresfrist starben, starben 1881—90 nur 12, und bei den Mädchen sank die Zahl von 15½ auf 10.

Weniger deutlich treten die Fortschritte in späteren Lebensperioden hervor. Im einjährigen Alter hat man allerdings im ganzen eine Abnahme, wenn man 1816—40 mit 1881—90 vergleicht; aber 1851—70 kann man eine Anschwellung beobachten. Eine solche tritt auch im Alter 5 hervor, bei welchem die erste und letzte Periode dieselbe Sterblichkeit aufweisen. Im Alter 10 war schon 1816—40 ein Tiefstand erreicht, der schwerlich bedeutend niedriger sein konnte, doch ist die Sterblichkeit 1881—90 vergleichsweise klein. Auch in den folgenden Altersklassen sind die Bewegungen etwas unregelmässig, aber im ganzen abwärts gerichtet, und vom 40. Jahre an bis zum 70. kann man wiederum eine fast regelmässig abnehmende Sterblichkeit wahrnehmen, bis im Greisenalter die Zahlen, wie so häufig, wieder etwas schwankend werden.

Das ganze Gepräge deutet auf einen ungeheuren Gewinn an Menschenleben, und um dies zu verdeutlichen, seien einige Zahlen betreffend die mittlere Lebensdauer mitgeteilt.

(Siehe Tabelle p. 293.)

Wie man sieht, bezeichnet die Periode 1851—60 für eine längere Altersstrecke eine Stockung in dem sonst bedeutenden Fortschritt; einzelne ungünstige Jahre haben hierzu beigetragen; die summarische Sterblichkeit war z. B. 1857 2,8 Proz., in den folgenden Jahren dagegen nur 2,2 bezw. 2,0. Freilich heisst dies wenig gegenüber dem Kriegsjahr 1809

Die fernere mittlere Lebensdauer in Jahren:

Alter (Jahre)	1816—40	1841—50	1851—60	1861—70	1871—80	1881—90
			Männer:			
0	39,50	41,66	40,49	42,80	45,27	48,55
5	48,34	49,78	48,93	51,60	53,10	55,06
10	45,21	46,78	46,61	48,90	50,30	52,16
20	37,32	38,76	39,05	41,00	42,30	44,18
30	30,25	31,39	31,90	33,60	35,10	36,87
40	23,66	24,47	24,96	26,30	27,80	29,27
50	17,55	18,11	18,52	19,40	20,80	21,94
60	12,07	12,33	12,68	13,10	14,20	15,07
70	7,35	7,43	7,68	8,00	8,50	9,14
80	4,03	3,79	3,60	4,30	4,60	4,81
85	2,85	2,63	3,10	3,10	3,20	3,41
			Frauen:			
0	43,56	46,10	44,40	46,37	48,62	51,47
5	51,71	53,40	52,04	54,50	55,60	57,08
10	48,59	50,31	49,69	51,80	52,90	54,22
20	40,75	42,41	42,09	43,90	45,00	46,40
30	33,40	34,72	34,51	36,20	37,50	38,82
40	26,41	27,41	27,34	28,70	30,10	31,28
50	19,60	20,25	20,28	21,30	22,60	23,64
60	13,22	13,59	13,66	14,40	15,40	16,25
70	8,03	8,08	8,29	8,80	9,40	9,96
80	4,46	4,26	4,70	4,70	4,20	5,40
85	3,13	3,10	3,48	3,40	3,60	3,85

mit 3,9 Proz. oder den Misserntejahren 1772 und 1773 mit 3,8 bezw. 5,3 Proz., aber ohne merklichen Einfluss auf die Lebenserwartung ist ein solches ungünstiges Jahr offenbar keineswegs. — Von 30—70 Jahren für Männer und 50—70 für Frauen ist die Zunahme der Lebenserwartung eine ununterbrochene.

Im ganzen sind während der Beobachtungsperiode die Lebenschancen des männlichen Neugeborenen um 9, des weiblichen um 8 Jahre gestiegen; späterhin im Leben ist der Gewinn allerdings absolut genommen kleiner, aber immerhin sehr bedeutend: Im 5. Jahre z. B. für Männer 7 Jahre und ebenso im 10. und 20. Jahre.

Auch in Norwegen sind die Lebensaussichten im Laufe des 19. Jahrhunderts sehr viel bessere geworden[1]). Doch haben gewisse Ursachen, namentlich die seit 1859 auftretenden Diphtherieepidemien die Fortschritte gehemmt, und die Zunahme der Lebenserwartung bei der Geburt betrug 1881—90 gegen 1871—80 für Männer nur $\frac{2}{3}$ Jahr (in Schweden $3\frac{1}{4}$ J.); für Frauen kann man sogar eine kleine Abnahme beobachten. Ein Vergleich zwischen den Perioden 1801—05 und 1881 bis 1891 ergiebt die nachstehenden Zahlen:

Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich:

Alter (Jahre)	1801—1805		1881—1890	
	M.	W.	M.	W.
0—10	40,1	35,4	25,4	23,4
10—20	7,0	6,1	5,6	5,2
20—30	11,7	8,2	9,3	6,9
30—40	13,1	11,5	8,1	8,5
40—50	17,9	14,3	9,9	9,4
50—60	30,9	23,3	15,7	13,2
60—80	73,6	59,6	46,1	40,7

1) Vgl. Livs-og Dödstabeller 1898.

Wie man sieht, sind die Ersparnisse an Leben sehr bedeutend; im 50. bis 60. Jahre starben z. B. anfangs des Jahrhunderts verhältnismässig etwa doppelt so viele Männer wie 1881—90.

Aus der englischen offiziellen Statistik schöpfe ich die folgenden Thatsachen [1]):

Die fernere mittlere Lebenserwartung in England und Wales:

	Männer:			Frauen:		
Alter (Jahre)	1838—54	1871—80	1881—90	1838—54	1871—80	1881—90
0	39,91	41,35	43,66	41,85	44,62	47,18
1	46,65	48,05	50,97	47,31	50,14	53,24
5	49,71	50,87	52,75	50,33	53,08	54,92
10	47,05	47,60	49,00	47,67	49,76	51,10
20	39,48	39,40	40,27	40,29	41,66	42,42
30	32,76	32,10	32,52	33,81	34,41	34,76
40	26,06	25,30	25,42	27,34	27,46	27,60
50	19,54	18,93	18,82	20,75	20,68	20,56
60	13,53	13,14	12,88	14,34	14,24	14,10
70	8,45	8,27	8,04	9,02	8,95	8,77
80	4,93	4,79	4,52	5,26	5,20	5,00
85	3,73	3,56	3,29	3,98	3,88	3,71

Die Lebensaussichten der Männer haben sich um 4 Jahre (bei der Geburt), die der Frauen um 5 Jahre gebessert; auch bei den folgenden Altersjahren kann man einen bedeutenden Gewinn beobachten; aber von 30 Jahr ab haben die Männer, von 50 Jahr ab die Frauen eine Abnahme der Lebenserwartung aufzuweisen; die folgende Tafel wird dies erklären:

Von 1000 Personen beider Geschlechter starben jährlich in England und Wales:

Alter (Jahre)	1841—50	1851—60	1861—70	1871—80	1881—90
0—	66,03	67,60	68,30	63,12	56,82
5—	9,03	8,46	7,95	6,43	5,29
10—	5,27	4,97	4,47	3,70	3,02
15—	7,46	7,04	6,39	5,33	4,35
20—	9,28	8,67	8,19	7,04	5,61
25—	10,25	9,76	9,79	8,93	7,53
35—	12,85	12,31	12,72	12,62	11,42
45—	17,03	16,54	17,30	17,72	17,06
55—	29,86	28,86	30,28	31,49	31,33
65—	63,59	61,74	62,45	64,85	64,65
75—	162,81	159,78	158,79	161,59	153,67

Wie man sieht, nimmt die Kindersterblichkeit 1841—70 schwach zu, sonst nimmt die Sterblichkeit bis zum 35. Altersjahr fast überall merklich ab; nach dem 35. Jahr wendet sich aber das Blatt, nun bleibt das Sterblichkeitsniveau entweder fast konstant oder hat, wie im 55. bis 75. Jahr eine kleine Tendenz zur Zunahme. Wie stark das Sterblichkeitsniveau gesunken ist, wird ersichtlich, wenn man die Zahlen z. B. mit den älteren Beobachtungen über die Fürstenhäuser oder mit den schwedischen Sterbetafeln vom 18. Jahrhundert vergleicht.

Auch die oldenburgische Statistik lässt eine Besserung der Lebensaussichten erkennen. In der folgenden kleinen Uebersicht sind die Ergebnisse für drei verschiedene Perioden zusammengestellt [2]).

1) Supplement to the Fifty-Fifth Annual Report of Births Deaths and Marriages, I, 1895.

2) P. Kollmann, Das Herzogthum Oldenburg während der letzten vierzig Jahre, 1893, p. 82; vgl. auch oben p. 289 samt Statistische Nachrichten . . . Bewegung der Bevölkerung, 1890.

Auf 1000 Einwohner entfallen jährlich Gestorbene gleichen Alters:

Alter	1811—30	1855—64	1871—85
bis zu 5 Jahr	52	50	51
5—10 „	10	10	9
10—15 „	7	7	5,5
15—20 „			7
20—30 „	11	9,5	10
30—40 „	14	13	13
40—50 „	19	18	16
50—60 „	33	28	25
60—70 „	67	55	50

Wie man sieht, ist ein wesentlicher Fortschritt von der ersten Periode zur zweiten eingetreten. Auch in der dritten Periode wird man im ganzen einen Fortschritt wahrnehmen können, doch hat man denselben nicht auf allen einzelnen Punkten festzuhalten vermocht.

Der allgemeine Eindruck der angeführten Thatsachen ist wohl der, dass die vielen Fortschritte des 19. Jahrhunderts eine bedeutende Erhöhung der Lebensaussichten hierbei geführt haben, bis wir in der neueren Zeit ein Niveau erreicht haben, welches mehrfach nur mit Mühe sich weiter herabsetzen lässt, wie auch Diphtherie, Influenza und andere Seuchen dann und wann ihren Einfluss geltend machen.

Einer inhaltreichen internationalen Zusammenstellung im Bulletin de l'Institut international de statistique X, 1897 entnehme ich die folgenden Zahlen zur Kennzeichnung der Fortschritte in letzter Zeit.

Von 10000 Lebenden im Alter von 0—4 Jahren starben binnen Jahresfrist:

	ca. 1874—83	ca. 1884—93
Italien	975	859
Schweiz	605	500
Belgien	587	590
Holland	722	622
Preussen	823	771
Bayern	1035	973
Württemberg	1011	879
Oesterreich	1029	972
Finnland	709	625
Russland	1142	1167
Massachusetts	640	566

Abgesehen von Belgien, wo die Zahlen schon konstant sind, und Russland, dessen offizielle Statistik wohl noch heute grossen Schwierigkeiten begegnet, sieht man überall recht bedeutende Ersparnisse an Leben. Die folgende Tafel giebt die Resultate für einzelne Perioden des Lebens in zwei Zeitstrecken, etwa 1871—80 und 1881—90:

(Siehe Tabelle p. 296.)

Mit Ausnahme von Norwegen, welches oben erwähnt wurde, und Finnland kann man in der überwiegenden Mehrzahl der Länder eine häufig sehr grosse Abnahme der Sterblichkeit wahrnehmen. Von 100000 Neugeborenen würden in Italien nach den Beobachtungen von 1872—81 die Hälfte schon im 29. Jahre verstorben sein, 1882—91 erst im 39. Jahre, und die wahrscheinliche Lebensdauer im 20. Jahre war etwa 43 Jahre bezw. 45 Jahre u. s. w.

19. Auch wenn man einzelne Berufsklassen ausscheidet, wird man erhebliche Fortschritte wahrnehmen können. Oben wurde bereits die dänische Geistlichkeit erwähnt; auch die dänischen Aerzte zeigen eine

Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:

	Erste Zeitstrecke				Zweite Zeitstrecke			
	5—10 J.	20—25 J.	40—45 J.	70—75 J.	5—10 J.	20—25 J.	40—45 J.	70—75 J.
Italien . . .	124	95	129	831	108	83	109	825
Frankreich .	67	84	113	768	62	75	120	766
Schweiz . .	63	80	130	984	54	70	127	921
Belgien . .	75	80	114	837	52	70	114	738
Holland . .	79	85	118	797	64	65	109	694
Preussen . .	95	76	139	882	88	65	127	853
Schottland .	86	88	129	706	65	74	122	672
Schweden .	85	62	98	659	77	59	88	587
Norwegen .	65	74	96	562	78	77	86	466
Dänemark .	83	70	104	733	72	65	94	619
Finnland . .	93	70	103	850	98	70	107	784
Massachusetts	86	100	120	664	74	94	121	662

wesentliche Erhöhung der Lebenschancen. Eine Bearbeitung der bis 1870 gemachten Beobachtungen ergiebt unter Zugrundelegung der Sterblichkeitstafel für „Versorger“ bei der dänischen staatlichen Lebensversicherungsanstalt die folgenden Ergebnisse:

1815—39 starben 74 (erwartungsmässig 40 oder 54 Proz.)
1840—59 „ 144 („ 110 „ 76 „)
1860—70 „ 123 („ 107 „ 87 „)

Die Chancen, dass diese bedeutende Verbesserung nicht ausschliesslich auf zufällige Fehler zurückzuführen sei, sind, wie man aus den Zahlen ersehen wird, nicht unbeträchtlich.

Eine noch umfangreichere Beobachtungsreihe ist von der Norwegischen Witwenkasse zusammengestellt worden[1]). Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich (Intensität der Sterblichkeit):

	31—40 J.	41—50 J.	51—60 J.	61—70 J.	71—80 J.
Männer:					
1775—1785	12,1	6,8	—	—	—
1785—1795	7,6	8,2	33,9	—	—
1795—1805	6,5	16,8	23,8	56,7	—
1805—1815	13,1	18,1	30,3	47,8	104,4
1815—1825	9,9	20,4	31,6	51,4	92,8
1825—1835	10,0	19,4	36,5	62,9	112,1
1835—1845	11,1	19,2	26,7	58,8	112,9
1845—1855	7,6	11,7	26,1	60,8	101,1
1855—1865	6,4	8,2	22,0	40,2	84,7
1865—1875	2,8	9,9	19,4	43,7	97,8
1875—1885	6,2	8,6	16,7	38,9	84,9
Frauen:					
1814—1825	8,9	8,4	18,9	40,0	87,3
1825—1835	7,8	8,4	19,1	32,0	77,1
1835—1845	14,4	8,7	18,7	29,0	76,2
1845—1855	13,0	9,9	17,0	35,0	76,6
1855—1865	10,7	8,5	15,2	31,1	74,0
1865—1875	6,1	7,3	11,9	25,1	67,1
1875—1885	7,7	6,7	15,6	27,0	58,8

1) Vgl. Betœnkning angaaende den om den almindelige Enkekasse gjœldende Lovgivning. Kristiania 1891. Wertvolle Zusammenstellungen, so speziell mit Rücksicht auf Aerzte und Theologen, wurden schon früher von O. J. Broch gemacht: Om Dödeligheden blandt Indskyderne i Enkekassen (Nyt Magasin for Naturvidenskaberne, Christiania 1875).

Die Zahlen sind unausgeglichen, und da das Beobachtungsmaterial häufig nicht sehr umfassend ist, steht zu erwarten, dass zufällige Schwankungen die Tafel beeinflusst haben. Wie man sieht, scheint das letzte Viertel des 18. Jahrhunderts nicht ungünstig gewesen zu sein; später ändert sich aber die Sachlage, namentlich vielleicht nach dem unglücklichen Jahr 1807, und im ganzen nimmt die Sterblichkeit zu, so dass die Lebensaussichten der Männer 1815—45 schlechter sind als früher. Von 100 20jährigen Männern würden nach den Beobachtungen von 1785—1815 34 das 70. Jahr erreichen, 1815—45 dagegen nur 30, dann aber wiederum nach den Beobachtungen von 1845—75 sogar 42. Von 100 20jährigen Frauen würden nach den Beobachtungen von 1814—45 45 das 70. Jahr erreichen, nach den Erfahrungen von 1845—75 dagegen 47.

Umfassende diesbezügliche Beobachtungen hat auch die Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha angestellt[1]. Man fand hier die folgenden Ergebnisse:

Von 10 000 Personen starben jährlich:

	Männer:		Frauen:	
Alter (Jahre)	1829—59	1859—78	1829—59	1859—78
15—25	68	55	72	46
26—30	76	49	173	68
31—35	84	56	162	67
36—40	91	76	181	98
41—45	108	96	97	106
46—50	146	129	166	110
51—55	195	185	169	124
56—60	275	276	322	251
61—65	422	405	351	341
66—70	645	630	499	532
71—75	995	900	1020	881
76—80	1272	1340	1667	1086
81—85	1982	1950	2609	1689

Auch hier haben wir also bedeutende Lebensersparnisse. Doch sind die Zahlen durch äussere Ursachen beeinflusst. Die Antragsteller sind nämlich neuerdings wahrscheinlich sorgfältiger geprüft und ausgewählt worden, auch müsste der Einfluss der Versicherungsdauer erst eliminiert werden. Die Untersuchungen der dänischen Staatsanstalt für Lebensversicherung gestatten jedoch dieser Frage etwas näher zu treten. Die zu Grunde liegenden Sterbetafeln sind für den Zeitraum 1842—68 berechnet. Die Beobachtungen, welche für diese Periode gemacht worden sind, können nun als Grundlage genommen werden, um zu berechnen, wie viele Todesfälle in den einzelnen Perioden zu erwarten wären. Nehmen wir beispielsweise die versicherungspflichtigen Interessenten, welche als Beamte eine Witwenversorgung versichert haben (wesentlich ohne Gesundheitsuntersuchung); man erhält dann die folgenden Zahlen:

(Siehe Tabelle p. 298.)

Hiernach erhebt sich die Periode 1868—75 nicht über das für 1842—68 festgestellte Niveau. Die folgenden drei Quinquennien erweisen sich aber als bedeutend günstiger, bis dann endlich 1890—95 (Influenzajahre) eine kleinere Reaktion eintritt. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangt man übrigens auch bei anderer Gruppierung. Scheidet man z. B., um die

1) Emminghaus, Mittheilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeitsstatistik der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha für die fünfzig Jahre von 1829 bis 1878. Weimar 1880.

Männer:

	Unter 50 Jahren		50—69 Jahre		70 Jahre u. darüber		Zusammen	
	Anzahl der Todesfälle nach							
	Erfahrung	Erwartung	Erfahrung	Erwartung	Erfahrung	Erwartung	Erfahrung	Erwartung
1868—75	78	74,5	332	323,7	99	98,6	509	496,8
1875—80	37	46,4	194	256,1	111	125,0	342	427,5
1880—85	46	46,1	187	254,0	145	176,9	378	477,0
1885—90	38	48,9	179	230,6	181	226,4	398	505,9
1890—95	71	76,6	175	211,3	223	249,3	469	537,2

Frauen:

1868—75	135	140,5	201	210,0	75	70,7	411	421,2
1875—80	84	93,2	165	193,3	112	111,5	361	398,0
1880—85	94	87,1	186	214,7	166	183,1	446	484,9
1885—90	58	84,2	175	229,4	247	278,6	480	592,2
1890—95	73	113,5	186	224,1	363	337,3	622	674,9

Wirkung der Gesundheitsbescheinigung bei Lebensversicherung zu vermeiden, die ersten 5 Versicherungsjahre aus, dann erhält man

für Männer bis 1880 1396 beobachtete Todesfälle gegen 1545 erwartungsmässige
1880—90 1024 „ „ „ 1324 „
1890—95 661 „ „ „ 801 „

Die Jahre 1868—80 (welche dem Abschluss der für die Sterbetafel grundlegenden Beobachtungsperiode folgen) sind somit günstig gewesen; dasselbe gilt für die Periode 1880—90, und wiederum tritt 1890 bis 1895 ein kleinerer Rückschritt ein [1]).

Das letzte Menschenalter scheint nach diesen Ermittelungen bedeutende Fortschritte verzeichnen zu können, nur soll man sich nicht zu der Annahme verleiten lassen, dass die Fortschritte keine Unterbrechung erfahren können. Die Jahre 1890—95 zeigen uns im Gegenteil eine Abnahme der Lebensaussichten; im 19. Jahrhundert ist die Entwickelung wie früher in Wellenbewegungen vor sich gegangen. Es wird daher auch nicht möglich sein, aus den gemachten Erfahrungen sichere Schlüsse für die Zukunft zu ziehen; wenngleich mit weiterer Hebung des Wohlstandes und der Gesundheitspflege im allgemeinen noch recht bedeutende Fortschritte möglich erscheinen, werden auch aller Wahrscheinlichkeit nach periodische Rückgänge nicht ausbleiben.

20. Sind die vorerwähnten Beobachtungen in vielen Beziehungen unklar, so gilt dies noch mehr für diejenigen, welche die Kränklichkeit betreffen. Wir stehen ja hier gewissermassen noch auf dem Standpunkt wie die Sterblichkeitsstatistik im 18. Jahrhundert; man ist froh, wenn man nur mit roher Annäherung die Zahlen angeben kann; feinere Schwankungen im Gesundheitszustande lassen sich kaum aus den Zahlen ablesen. Bisweilen könnte man vielleicht geneigt sein zu behaupten, dass

1) Die Zahlen sind dem fünfjährigen Berichte der Staatsanstalt für Lebensversicherung entnommen. (Den 5te femaarige Risiko-Opgörelse. Kjöbenhavn 1897.) Die Beobachtungen laufen von Geburtstag zu Geburtstag, weshalb die fünfjährigen Beobachtungsperioden ein wenig ineinander greifen.

die Fortschritte der Bevölkerung eine Zunahme der Kränklichkeit bedingen. Doch wird diese anscheinende Zunahme öfters einfach darauf beruhen, dass man allmählich lernt, auch auf chronische und langdauernde Krankheiten Rücksicht zu nehmen, die man früher nicht in Betracht zu ziehen wagte. Einem besseren Gesundheitszustand dürfte dann scheinbar eine längere Krankheitsdauer parallel gehen. Auf der anderen Seite kann auch eine Abnahme der Kränklichkeit auf eine Aenderung der Kontrolle und der ganzen Handhabung der Krankenversicherung in den einzelnen Kassen zurückzuführen sein. Hier und da liegen allerdings Beobachtungen vor zur Beurteilung der Schwankungen in der Kränklichkeit, aber nach dem Entwickelten scheinen sie kaum zu endgültigen Schlüssen verwertbar zu sein. So kann man für die Leipziger Kasse[1]) die letzten fünf Jahre einer 25 jährigen Periode ausscheiden, die im ganzen eine kleine Abnahme der Kränklichkeit erweisen. Auch die einzelnen Berichte betreffend die Manchester Unity of Odd Fellows bilden ein einigermassen einheitliches Material. Sie ergeben als Hauptresultat in den drei Perioden 1846—50, 1856—60 und 1866—70 eine geringe Abnahme der Sterblichkeit und eine geringe Zunahme der Kränklichkeit, doch mit recht vielen Abweichungen in den einzelnen Unterabteilungen.

Wie man nun nach all diesem das Horoskop der Zukunft stellen soll, ist, wie wir gesehen haben, sehr unklar. Das Prophezeien in Bezug auf soziale und wirthschaftliche Verhältnisse ist überhaupt eine schwierige oder, richtiger gesagt, eine unmögliche Aufgabe. Immerhin werden sich einige Unterlagen dafür aus den folgenden Kapiteln ergeben, indem ich in diesen die Bedingungen einer Veränderung in den Lebensaussichten diskutiere. Ich werde dabei Gelegenheit haben, auf viele Einzelfragen einzugehen, welche hier nicht erörtert werden konnten, so z. B. die sanitären Fortschritte der Städte oder die Wirkung der Entwickelung der Gesundheitspflege in den tropischen Ländern.

---

1) Heym, Anzahl und Dauer der Krankheiten in gemischter Bevölkerung. Erste Ausgabe 1878. Zweite Ausgabe 1884.

Achtes Kapitel.

Periodische Schwankungen der Sterblichkeit.

1. Die Verhältnisse, welche auf die Gesundheit Einfluss üben, wechseln unaufhörlich. Kein Monat des Jahres gleicht dem anderen, kein Jahr ganz dem anderen. Nicht nur die meteorologischen Elemente verändern sich ausserordentlich, periodisch im Jahre, wie auch von Jahr zu Jahr; auch andere damit häufig in Verbindung stehende Ursachen üben einen bedeutenden Einfluss aus, wie gute und schlechte Ernten, dann und wann auftretende Seuchen u. s. w. Diese Ursachen treten zumal mit grosser Verschiedenheit auf je nach der Lage des Landes auf der Erdoberfläche und anderen wechselnden Umständen.

Es liegt daher nahe, diese Schwankungen der Sterblichkeit und Kränklichkeit nunmehr etwas näher zu betrachten, als bisher geschehen konnte. Vor allem gilt es, die Periodicität innerhalb des Jahres kennen zu lernen.

Denken wir uns, dass die durchschnittlich tägliche Anzahl von Sterbefällen für jeden Monat bekannt sei. Wenn man dann die betreffenden 12 Zahlen zusammengestellt, so hat man einen vorläufigen Ausdruck jener periodischen Bewegung. Der Einfachheit wegen kann man sie dann ferner pro rata so weit erhöhen oder vermindern, dass eine bestimmte Zahl, z. B. 12 000, als Summe der 12 Einzelzahlen herauskommt. Offenbar geben die so gewonnenen 12 Zahlen gleichzeitig an, wie sich 12 000 Todesfälle auf die Monate verteilen, nachdem letztere sämtlich auf eine gleiche Anzahl von Tagen reduziert, also die Zahl des Februar mit $\frac{31}{28}$ (in Schaltjahren mit $\frac{31}{29}$), die Zahlen für April, Juni, September und November mit $\frac{31}{30}$ multipliziert worden sind.

Die folgende Tafel, die dem Bulletin de l'Institut international de statistique X, 1897 entnommen ist, giebt in der beschriebenen Weise die Verteilung von 12 000 Todesfällen (Todtgeburten nicht eingeschlossen) in den Jahren 1889—93 (Frankreich 1886—90) für die einzelnen ausgewählten europäischen Länder an:

	Italien	Württemberg	Bayern	Preussen	Frankreich	Belgien	Schottland	Schweden	Finnland
Januar	1201	1141	1114	1165	1170	1385	1189	1342	1287
Februar	1261	1083	1110	1039	1148	1140	1093	1192	1206
März	1106	1103	1117	1044	1145	1141	1097	1141	1113
April	971	1056	1070	995	1060	1058	1049	1098	1043
Mai	842	969	1026	965	972	978	990	1051	1006

	Italien	Württemberg	Bayern	Preussen	Frankreich	Belgien	Schottland	Schweden	Finnland
Juni	834	914	956	935	914	899	942	914	903
Juli	978	923	943	980	888	846	886	847	846
August	1028	988	948	1014	922	853	844	776	835
September	953	970	916	941	937	852	843	771	808
Oktober	883	893	884	898	921	824	868	810	839
November	919	902	929	950	910	887	1031	936	981
Dezember	1024	1058	987	1074	1013	1137	1168	1122	1133
Januar—März	3568	3327	3341	3248	3463	3666	3379	3675	3606
April—Juni	2647	2939	3052	2895	2946	2935	2981	3063	2952
Juli—September	2959	2881	2807	2935	2747	2551	2573	2394	2489
Oktober—Dezember	2826	2853	2800	2922	2844	2848	3067	2868	2953

Man erkennt auf den ersten Blick, dass in sämmtlichen Ländern der Januar verhältnismässig sehr ungesund ist. Die beiden folgenden Monate geben ihm nicht viel nach, so dass das erste Vierteljahr in allen Ländern eine grosse Sterblichkeit aufzuweisen hat. Auch dem Dezember und April sind meist viele Todesfälle eigentümlich. Nach den Wintermonaten folgt in allen Ländern eine entschiedene Besserung, die jedoch mit verschiedener Kraft auftritt; in Italien bilden die Monate April bis Juni das gesundeste Vierteljahr, in Frankreich erst die Monate Juni—August, und weiter gegen Norden trifft das Minimum häufig noch später ein, z. B. in Schweden, Finnland und Schottland erst im August—Oktober.

Dies hängt nun wiederum damit zusammen, dass die absteigende Bewegung bisweilen (so in Schweden und Finnland) ganz regelmässig von Monat zu Monat vor sich geht, bis das Minimum erreicht ist, um dann durch eine aufsteigende Bewegung abgelöst zu werden, während man in anderen Fällen Wellenbewegungen beobachten kann, und zwar August häufig ein Maximum bezeichnet, so z. B. sehr deutlich in Italien.

Wie bedeutend die Unterschiede von Monat zu Monat sein können, weisen u. a. die Auskünfte für Schweden nach; die Sterblichkeit des günstigsten Monats (September) beträgt hier nur 57 Proz. von derjenigen des ungünstigsten (Januar). Könnte man die Sterblichkeitsverhältnisse des günstigsten Monats festhalten, so würde dies also einen ungeheuren Gewinn bedeuten; doch liegt die Sache offenbar häufig so, dass die günstigen Witterungsverhältnisse die Todesfälle wohl etwas verspäten, aber nicht für längere Zeit aufhalten können.

Ferner muss daran erinnert werden, dass diese Bewegungen in den einzelnen Ländern keineswegs konstant sind. Die folgenden Zahlen geben z. B. die Verteilung von 12 000 Todesfällen für Italien an:

	1872—76	1889—93	1895—97
Januar	1078	1201	1121
Februar	1109	1261	1153
März	1042	1106	1102
April	942	971	1004
Mai	850	842	896
Juni	846	834	869
Juli	1026	978	1044
August	1117	1028	1045
September	1028	953	938

	1872—76	1889—93	1895—97
Oktober	952	883	897
November	1011	919	914
Dezember	999	1024	1017

Diese Zahlenreihen weichen offenbar nicht unwesentlich von einander ab. Gemeinschaftlich ist ihnen jedoch die grosse Anhäufung der Todesfälle in den Wintermonaten Januar—März, sowie die Erhöhung der Sterblichkeit im August.

Bei der Morbilität wird man ebenfalls einen bedeutenden Einfluss der Jahreszeit konstatieren können. Nach Heyms oben citierter Schrift (vgl. p. 247 f.) führe ich einige Beobachtungen an betreffend die Häufigkeit der Krankheiten nach Jahreszeit bei der Leipziger Gesellschaft Gegenseitigkeit. Diese Statistik ist nach Wochen aufgezogen, und zwar so, dass die beiden Bruchteile der ersten und letzten Woche des Jahres auf 7 Tage reduziert sind und als 52. Woche gelten. Die Erfahrungen beziehen sich auf Erwachsene ohne Unterschied des Alters und Geschlechts.

Auf 1000 versicherte Personen kommen wöchentlich durchschnittlich:

Woche	Erkrankungen	Kranke	Krankheitstage
1.—4.	51	231	1553
5.—8.	50	250	1675
9.—12.	45	242	1636
13.—16.	36	216	1463
17.—20.	38	196	1307
21.—24.	38	193	1290
25.—28.	39	189	1222
29.—32.	38	180	1198
33.—36.	39	178	1185
37.—40.	38	176	1164
41.—44.	38	170	1144
45.—48.	41	187	1241
49.—52.	38	198	1356
Im ganzen Jahr	41	200	1341

Das Maximum der Kränklichkeit fällt also auf den Februar, dann sinkt dieselbe recht rasch, bis etwa im Oktober das Minimum erreicht wird; die Krankheitstage in diesem Monate stehen zu denen des Februar im Verhältnis von 2 : 3. Etwas weniger schwankt die Häufigkeit der Erkrankungen, die eigentlich nur im ersten Vierteljahr bedeutend verschieden von der im übrigen Teil des Jahres beobachteten ist.

Um nun diese Periodicität der Sterblichkeit und Kränklichkeit besser zu verstehen, wird man zweckmässig auf der einen Seite untersuchen, welche Perioden in anderen Himmelsgegenden beobachtet werden können, auf der anderen Seite die Zahlen für die einzelnen Länder thunlichst zergliedern, und zwar namentlich nach Alter und Geschlecht.

2. Der Einfluss der Jahreszeit lässt sich schon bei den Geburten bemerken. Nicht nur so, dass die Konzeptionen zu gewissen Jahreszeiten, und zwar namentlich im Frühjahr und Sommer häufiger sind als sonst, sondern auch so, dass die Geburten bald mehr, bald weniger häufig Todtgeburten sind. Die nachstehende Tafel erweist, wie viele Todtgeburten in Italien 1895—97 auf 1000 Geburten entfielen.

Januar—März	418
April—Juni	396
Juli—September	380
Oktober—Dezember	431
Das ganze Jahr	407

Die Sommermonate Juli—September sind also die günstigsten; ähnliche Ergebnisse erhält man z. B. für Berlin; dasselbe gilt[1]) für Dänemark, wie aus den folgenden Zahlen zu ersehen, doch ist das Material hierfür nicht umfassend genug, um ganz genaue Berechnungen zu gestatten (11 900 Todtgeburten und Todesfälle am ersten Tage).

Dänemark 1890—94. Auf 10 000 Geburten fielen:

	Todtgeburten	Todesfälle in den ersten 24 Stunden	Zusammen
Januar—März	258	98	356
April—Juni	246	100	346
Juli—September	232	90	322
Oktober—Dezember	259	95	354
Zusammen:	249	96	345

Der Bericht über den Census von 1890 in den Vereinigten Staaten Nordamerikas enthält viele Tafeln betreffend die Verteilung der Todesursachen auf Monate im Censusjahre 1. Juni 1889 bis 31. Mai 1890. Leider ist nur ein Teil der Beobachtungen vollständig zuverlässig, nämlich in den Gebieten, wo eine regelmässige Registratur der Todesfälle vorgenommen wird. Für die übrigen Gebiete der Union musste man auf der mehr oder weniger vollkommenen Erinnerung der betreffenden Personen an die im Laufe des verflossenen Jahres eingetroffenen Todesfälle fussen, und es steht daher zu erwarten, was auch thatsächlich die Tafeln erweisen, dass unverhältnismässig viele Todesfälle sich auf die letzten Monate des „Censusjahres“ anhäufen; die im Sommer eingetroffenen Todesfälle waren eben häufig vergessen. Uebrigens ist man auch, wenn, wie hier, nur ein Jahr zur Verfügung steht, Zufälligkeiten ausgesetzt. Am zuverlässigsten ist die Statistik der sogenannten „Registration Cities“, für welche man folgende Zahlen hat[2]):

Es starben an Krankheiten in Verbindung mit der Schwangerschaft:

Juni 1889	254	Januar 1890	179
Juli	222	Februar	188
August	283	März	168
September	206	April	177
Oktober	237	Mai	198
November	191	Unbekannt	6
Dezember	178	Zusammen	2487

Nach diesen Ergebnissen ist also die Sommerszeit für die Mütter keineswegs günstig. Falls dies wirklich zutrifft, dürfte übrigens Kindbettfieber nicht die Veranlassung sein, denn diese Krankheit scheint sich (z. B. nach Berliner Erfahrungen) recht unabhängig von der Jahreszeit zu stellen.

Selbst wenn man aber nun behaupten darf, dass die im Sommer geborenen Kinder die ersten 24 Stunden leichter überleben, als die im Winter geborenen, so treten kurz nach der Geburt (sobald die Kinder Nahrung aufnehmen sollen) Ursachen ins Spiel, welche häufig die Neugeborenen mit grösseren Gefahren im Sommer als im Winter bedrohen.

1) Zu ähnlichen Ergebnissen gelangte K. Becker (vgl. Die Jahresschwankungen in der Häufigkeit verschiedener . . . Erscheinungen. Allg. Statistisches Archiv II, 1, 1892).

2) Report on Vital and Social Statistics in the United States, Part III, 1894, p. 938—39 and Part I, 1896, p. 446 ff.

Von den eigentümlichen Verschiebungen, die man hier wahrnehmen kann, zeugen die folgenden Zahlen für Dänemark 1890—94; sie geben an, wie 1000 Todesfälle sich auf die Vierteljahre verteilen, nachdem, wie üblich, der Einfluss der ungleichen Länge derselben ausgeschaltet ist.

	Knaben			Mädchen		
	0—1 Jahr	1—5 Jahr	0—5 Jahr	0—1 Jahr	1—5 Jahr	0—5 Jahr
Januar—März	278	324	292	269	324	288
April—Juni	256	273	261	255	275	262
Juli—September . . .	250	189	231	258	183	232
Oktober—Dezember . .	216	214	216	218	218	218

Wie man sieht, ist hier allerdings das Wintervierteljahr den Kleinkindern unter 1 Jahr verhängnisvoller als das Sommervierteljahr, aber für die Kinder zwischen 1 und 5 Jahr ist der Unterschied viel grösser; während die Sterblichkeit der Kinder unter 1 Jahr in den Wintermonaten nur wenige Prozent grösser ist als in den Sommermonaten, ist dieselbe unter Kindern zwischen 1 und 5 Jahr fast doppelt so gross. Um diese interessante Verschiebung genauer zu beobachten, kann man die im ersten Lebensjahre Verstorbenen nach kleineren Altersklassen verteilen. Man erhält dann die folgende Verteilung für beide Geschlechter zusammen:

	1. Tag	Uebriger 1. Monat	2. Monat	3. Monat	3.—6. Monat	6.—9. Monat	9.—12. Monat
Januar—März	268	268	260	256	252	306	322
April—Juni .	263	243	237	248	250	265	300
Juli—Septbr. .	230	259	282	279	280	225	193
Okt.—Dezbr. .	239	230	221	217	218	204	185

Im ersten Monat hat also das Winterquartal noch das Uebergewicht über das Sommerquartal in Bezug auf die Zahl der Sterbefälle. Im zweiten Monat nimmt aber der Sommer den ersten Platz ein und er behauptet denselben, bis das Kind ein halbes Jahr verlebt hat; dann treten die Wintermonate wieder in ihre Rechte und die Sterblichkeit ist von nun an in den Sommermonaten sehr viel kleiner als im Winter.

Diese Verschiebungen können unter gewissen Umständen eine solche Gestalt annehmen, dass die Kindersterblichkeit im Sommer für das ganze erste Lebensjahr zusammen, ja vielleicht für die ersten 5 Jahre regelmässig grösser ist als im Winter. Als Beispiel führe ich **Berlin** an. Es starben hier 1892—96 (Todtgeburten nicht eingeschlossen), unter 1 Jahr alt durchschnittlich täglich:

Januar . . .	24,0	August . . .	58,5
Februar . . .	25,0	September . .	36,2
März . . .	25,9	Oktober . .	23,9
April . . .	23,7	November . .	21,3
Mai	27,6	Dezember . .	23,9
Juni	32,6	Im ganzen Jahr	31,2
Juli	52,2		

Hiernach treffen unter Kleinkindern im Juli-August ausserordentlich viele Todesfälle im Vergleiche mit den übrigen Monaten ein. Man könnte

nun fragen, ob dies nicht von einer verschiedenartigen Verteilung der Geburten herrühren könnte, indem ja die Kinder namentlich am Anfang ihres Lebens dem Tode stark ausgesetzt sind. Einmal ist aber der Spielraum dieser periodischen Bewegungen recht eng, denn die Abweichungen der Geburtshäufigkeit vom Durchschnitt betragen in der Regel nur wenige Prozent. Sodann gehen hier die periodischen Bewegungen zumeist gerade nach der entgegengesetzten Richtung; im Sommer und Frühjahr sollte man deshalb eine etwa normale Sterblichkeit erwarten, später im Jahre eine etwas geringere und in den ersten Monaten des Jahres sollten verhältnismässig viele Todesfälle eintreten. Hier ist aber die Sterblichkeit im Juli—August eine vergleichsweise ausserordentlich grosse.

Aehnliche Beobachtungen wird man nun auch für andere Länder beibringen können. In Dänemark starben z. B. 1890—94 im ganzen 46 499 lebendgeborene Kinder unter einem Jahr; von diesen starben allein im August 4381, im Oktober nur 3256.

Um derartige Beobachtungen zu erklären, kann man vorerst die Statistik betrachten, welche alljährlich mit Rücksicht auf die Ernährung der Kleinkinder im Berliner statistischen Jahrbuch veröffentlicht wird. Die folgenden Zahlen betreffen die Periode 1892—96 und umfassen die lebendgeborenen Kinder, welche im ersten Lebensjahre verstorben sind und für welche die betreffende Nährweise bekannt war (für eine nicht unbeträchtliche Anzahl fehlen Angaben über die Ernährungsweise).

Ernährung der verstorbenen Kinder:

Monat	Mutter- oder Ammenmilch	Tiermilch	Milchsurrogate
Januar	605	2 092	39
Februar	492	2 099	42
März	516	2 365	43
April	427	2 125	34
Mai	447	2 667	41
Juni	442	3 163	77
Juli	540	5 695	169
August	631	6 368	229
September	466	3 464	132
Oktober	487	2 183	56
November	490	1 691	50
Dezember	551	2 041	48
Zusammen	6094	35 953	960

Die Sterblichkeit der mit Brustmilch ernährten Kinder ist also im August etwas höher gewesen als in den übrigen Monaten. Wesensverschieden ist aber die Sterblichkeit in jenem Monat nicht. Umsomehr gilt dies bei den künstlich ernährten Kindern. Während der November nur 1691 mit Tiermilch ernährte verstorbene Kinder zu verzeichnen hat, starben im August fast viermal so viele, nämlich 6368, und noch imposanter ist der Unterschied bei den mit Milchsurrogaten ernährten Kindern. Im Juli—September starben von den letzteren 530 gegen 430 in den übrigen neun Monaten zusammen. Bei den mit Tiermilch ernährten waren die entsprechenden Zahlen 15 527 gegen 20 426, und bei den mit Brustmilch ernährten 1637 gegen 4457. Falls man erwarten darf, dass die betreffende Ernährungsweise verhältnismässig gleich häufig zu jeder Zeit des Jahres gewählt wird, kann man also behaupten, dass, während die Sterblichkeit der mit Brustmilch ernährten Kinder in den Sommermonaten fast normal ist, sie bei den künstlich ernährten ungeheuer steigt, trotz der grossen Fortschritte, welche mit Rücksicht auf Behandlung der

Milch gemacht worden sind. Ich werde in einem späteren Kapitel auf diese Frage zurückkommen.

Noch mehr treten die betreffenden Verschiedenheiten ans Licht, wenn man nur die Verdauungskrankheiten ins Auge fasst. In Berlin starben an Verdauungskrankheiten 1892—96:

Alter	Juli, August, September		In den übrigen 9 Monaten	
	Kinder, welche ernährt wurden:			
	mit Brustmilch	mit Tiermilch	mit Brustmilch	mit Tiermilch
0—1 Monat	106	1 109	148	861
1—2 „	81	1 320	132	1101
2—3 „	73	1 290	76	962
3—6 „	132	3 151	100	1712
6—9 „	71	2 075	43	696
9—12 „	39	1 052	24	299
Zusammen	502	10 006	523	5631

Die Verdauungskrankheiten sind also bei den mit Brustmilch ernährten Kindern während der drei Sommermonate ungefähr ebenso häufig Todesursache gewesen, als in den übrigen neun Monaten. Aber unter den mit Tiermilch ernährten traten diese Krankheiten fast doppelt so häufig in den erwähnten Sommermonaten auf, als in dem fast dreimal so langen übrigen Teil des Jahres, und noch grösser stellt sich der Unterschied bei den mit Milchsurrogaten (in Kombination mit Milch oder allein) ernährten Kindern. In den drei Sommermonaten traten 1009 solche Todesfälle ein, in den übrigen neun Monaten zusammen nur 396. Dies alles wird zur Erklärung der Thatsache beitragen, dass die Sommerhitze den Kleinkindern so gefährlich ist. In Verbindung hiermit steht nun auch die Erscheinung, dass die relative Häufigkeit gewisser Krankheiten, die nicht am wenigsten Kleinkinder heimsuchen, ausserordentlich verschieden in den einzelnen Jahreszeiten ist.

Die folgende Tafel enthält die absolute Anzahl der Todesfälle in Berlin 1892—96 an Brechdurchfall und Diarrhoe.

	Brechdurchfall	Diarrhoe
Januar	209	113
Februar	251	208
März	264	205
April	249	207
Mai	311	449
Juni	541	1 016
Juli	1194	2 893
August	1573	3 377
September	947	1 077
Oktober	430	328
November	217	100
Dezember	207	108
Zusammen	6393	10 081

Wie man sieht, weisen die Sommermonate eine ungeheure Anhäufung der Todesfälle auf. Auf die zwei Monate Juli—August allein fallen über 9000, d. h. über die Hälfte der Gesamtheit.

Auch für die Vereinigten Staaten Nordamerikas liegen in dem citierten Censusbericht umfassende diesbezügliche Beobachtungen vor.

Ich teile hier verschiedene absolute Zahlen für mehrere Gebiete der Union mit. Die Registration-Städte wurden schon oben erwähnt. Die für die ganze Union aufgeführten Zahlen sind nach drei Teilen derselben zerlegt, nämlich einen nördlichen, mittleren und südlichen, und endlich ist die nordöstliche Spitze mit den Küstenstaaten bis incl. Virginia, ein Gebiet mit recht zuverlässigen Auskünften, ausgeschieden.

Registration Cities. Todesfälle an „Diarrheal diseases“[1]):

	Männlich				Weiblich			
	0—5 J.	5—60 J.	60 J. und darüber	Zus.	0—5 J.	5—60 J.	60 J. und darüber	Zus.
Juni 1889 .	1835	147	75	2057	1654	149	99	1902
Juli . . .	4469	335	182	4986	3961	356	298	4615
August . .	2716	291	167	3174	2440	324	234	2998
September .	1466	189	90	1745	1367	199	154	1720
Oktober . .	565	127	72	764	510	133	106	749
November .	270	94	41	405	225	74	54	353
Dezember .	239	90	48	377	192	95	60	347
Januar 1890	302	98	42	442	246	102	56	404
Februar . .	257	101	44	402	214	106	53	373
März . . .	279	100	50	429	223	96	52	371
April . . .	319	90	47	456	230	84	53	367
Mai . . .	562	113	59	734	457	112	59	628

In allen Altersklassen schwellen also die Sterbefälle an Diarrhoe in der heissen Zeit bedeutend an, namentlich ist die Zunahme aber im Kindesalter erschreckend gross.

	Nordostgebiet				Nördlicher Teil der Union „Northern Region“	Mittlerer Teil der Union „Middle Region“	Südlicher Teil der Union „Southern Region“
	Alle Altersklassen		Kinder unter 5 J.		Kinder unter 5 Jahren		
	Städte	Land-distrikte	Knaben	Mädchen			
Juni 1889 .	2142	379	1196	1053	1009	3892	1779
Juli . . .	5134	1356	3022	2595	4295	8423	1926
August . .	2974	1266	1821	1646	4199	6146	1552
September .	1593	851	1003	956	2673	3309	1054
Oktober . .	665	288	350	324	823	1298	742
November .	294	141	144	127	318	587	399
Dezember .	299	111	128	113	237	491	284
Januar 1890	299	114	130	135	369	595	339
Februar . .	257	103	123	103	313	537	349
März . . .	287	110	146	112	326	660	420
April . . .	291	147	149	124	360	722	575
Mai . . .	499	271	308	265	365	1700	1754

Nach diesen Erhebungen ist demnach das Anschwellen der Todesfälle am grössten in den Städten, was an und für sich leicht erklärlich ist; doch darf hier nicht übersehen werden, dass die Städte vielleicht eine bessere Statistik haben und dass Todesfälle vom Anfang des „Censusjahres“ daher verhältnismässig seltener vergessen sind. Uebrigens scheint die Erhöhung der Sterblichkeit in den südlichen Gebieten, wo auch die

1) Einige Fälle mit unbekanntem Alter oder Todesmonat sind weggelassen.

Sommerhitze sich früher einstellt, etwas früher einzutreten, als gegen Norden hin.

Auch bei anderen Krankheiten dürfte sich die heisse Jahreszeit verhängnisvoll erweisen. So bei der Malaria, die übrigens nicht auffallend gefährlicher für Kinder ist als für Erwachsene.

Im Censusjahre starben in den Vereinigten Staaten an Malaria:

	In der Union	In den „Registration Cities"
Juni 1889	1241	249
Juli	1720	316
August	2458	385
September	2686	435
Oktober	2155	384
November	1328	249
Dezember	1070	216
Januar 1890	986	240
Februar	900	168
März	1014	177
April	1115	166
Mai	1476	215

Das Maximum ist also etwas später eingetroffen als bei Dysenterie, was ebenfalls für die besonders heimgesuchte südliche Region gilt.

Auch der Typhus gravitiert nach der heissen Jahreszeit, wie aus der folgenden Tafel hervorgeht, die wieder die absoluten Anzahlen der Sterbefälle an Typhus im Censusjahre in den Vereinigten Staaten angiebt.

	Nördlicher Teil	Mittlerer Teil	Südlicher Teil
Juni 1889	238	636	491
Juli	332	927	679
August	633	1611	889
September	803	1901	910
Oktober	868	1925	696
November	606	1314	546
Dezember	451	1173	448
Januar 1890	413	967	434
Februar	400	903	451
März	359	877	469
April	264	783	448
Mai	300	831	630

Für die südlichen Staaten könnte man nach diesen Ergebnissen vielleicht den Anfang des September als Kulminationspunkt bezeichnen, für die mittleren Staaten den Anfang Oktober, während er für den Norden etwas tiefer in den Oktober fällt. Hier dürfte übrigens die Dauer der Krankheit eine Rolle spielen. Nach Berliner Erfahrungen für 1892—96, die allerdings nicht alle eingetroffenen Krankheitsfälle umfassen (wie auch das Material und das Beobachtungsgebiet zu begrenzt sind), hat man die folgende Verteilung:

	Krankheitsfälle an Typhus	Sterbefälle an Typhus
Januar	123	29
Februar	102	26
März	87	42
April	105	31
Mai	136	37
Juni	139	37
Juli	218	35
August	366	50
September	530	102
Oktober	235	64
November	168	44
Dezember	123	44
Zusammen	2332	541

Rücksichtlich der Erkrankungen würde man hiernach wohl den Anfang September, rücksichtlich der Todesfälle den letzten Teil dieses Monats als Kulminationspunkt gelten lassen müssen.

Als Beispiel der Wirkung der Sommerhitze kann auch der Sonnenstich erwähnt werden, eine Todesursache, die übrigens verhältnismässig selten ist. Von 144 dieser Fälle in Registration Cities der Union trafen auf Juni—August 1889 allein 125.

Die erwähnten Krankheiten suchen zum Teil, die letzterwähnten sogar zum grössten Teil die Erwachsenen heim; aber im ganzen darf man behaupten, dass die Krankheiten, welche besonders im Sommer die Todtenlisten füllen, die Kinder hauptsächlich treffen. Man wird nun freilich auch Krankheiten nachweisen können, die im Winter oder Frühjahr die Kinder besonders heimsuchen, so namentlich die Krankheiten der Respirationsorgane. Die folgende Tafel gibt die Verteilung gewisser Todesursachen für Kinder unter fünf Jahren in den Registration Cities der Union im Censusjahre 1889—90 wieder.

	Masern	Scharlach	Diphtheritis	Keuchhusten	Lebensschwäche und Atrophie	Krankheiten der Respirationsorgane	Sämtliche Todesursachen
Juni 1889 . .	199	205	535	233	916	1244	12 783
Juli	165	114	408	268	1439	940	18 546
August . . .	77	104	460	297	1405	937	14 281
September . .	30	86	544	206	1193	1072	11 541
Oktober . .	13	116	704	147	836	1557	9 599
November . .	54	126	722	112	582	1706	8 618
Dezember . .	94	144	763	169	577	2096	9 484
Januar 1890 .	165	149	692	248	703	3453	11 824
Februar . .	181	131	601	224	599	2407	9 737
März . . .	313	151	585	232	675	2799	11 086
April . . .	346	113	571	166	659	2675	10 661
Mai	386	113	504	177	668	2323	11 072

Wie in Berlin, ist also auch hier die Gesamtsterblichkeit der Kinder besonders gross in der Sommerszeit. Die Lebensschwäche und die Atrophie zeigen eine ähnliche Kulmination, während Scharlach recht unabhängig von der Jahreszeit war, und Keuchhusten ein Minimum, Diphtherie ein Maximum im Herbst hatte[1]). Gerade für die epidemischen Krankheiten ist es nun aber, wie oben bemerkt, ein grosser Uebelstand, dass man nur über Beobachtungen für ein einzelnes Jahr verfügt. Stellt man für Berlin die Jahre 1892—96 zusammen, so nimmt man bei Scharlach und Diphtherie eine recht bedeutende Sterbeerhöhung wahr, wie nachstehende Zahlen erweisen, wogegen man für die Masern keine klaren Ergebnisse erhält, indem deren epidemisches Auftreten sich etwas unregelmässig stellt. Die absoluten Zahlen waren:

(Siehe Tabelle p. 310.)

3. Wenden wir uns nun den übrigen Altersklassen zu, so werden wir in vielen Richtungen zu anderen Ergebnissen gelangen. In

1) Eine ähnliche Verteilung für Diphtherie und Keuchhusten fand Alexander Buchan für London. Meteorology in relation to Hygiene. Seventh International Congress of Hygiene and Demography, V., 1892.

	Diphtherie		Scharlach	
	Erkrankungen [1])	Todesfälle	Erkrankungen [1])	Todesfälle
Dezember—Februar . .	5 976	1621	2 969	529
März—Mai	5 099	1324	2 946	463
Juni—August	4 877	1061	3 387	503
September—November .	7 585	1712	4 668	650
Zusammen	23 537	5718	13 970	2145

Dänemark war die Verteilung von 1000 Todesfällen 1890—94, wenn wieder auf die verschiedene Länge der Quartale Rücksicht genommen wird, folgende:

Männlich:

	5—15 Jahre	15—35 Jahre	35—55 Jahre	55—75 Jahre	75 Jahre u. darüber	Alle Altersklassen
Januar—März	295	281	288	303	334	299
April—Juni	283	281	268	256	238	261
Juli—September . . .	204	222	203	198	190	212
Oktober—Dezember . .	218	216	241	243	238	228
Weiblich:						
Januar—März	294	275	311	341	343	311
April—Juni	279	261	247	236	234	251
Juli—September . . .	209	235	207	179	171	205
Oktober—Dezember . .	218	229	235	244	252	233

Wie man sieht, erweist sich der Sommer für das Greisenalter ausserordentlich günstig, entsprechend der Verteilung im Alter 1—5 (vgl. oben p. 309); zwischen 15 und 35 Jahre steht der Sommer den Herbstmonaten etwas nach, ist jedoch im ganzen durch eine niedrige Sterblichkeit den Wintermonaten gegenüber ausgezeichnet, und für die übrigen Altersklassen bilden die Sommermonate durchgängig die günstigste Jahreszeit.

Nach der nordamerikanischen Statistik für die Registration Cities ist die nachstehende Tafel ausgearbeitet:

Durchschnittlich starben täglich:

	Männlich			Weiblich		
	0—5 Jahre	5—60 Jahre	60 Jahre u. darüber	0—5 Jahre	5—60 Jahre	60 Jahre u. darüber
Juni 1889	230	177	62	197	149	62
Juli	321	181	64	277	157	71
August	248	182	64	213	159	66
September	208	184	61	176	154	62
Oktober	168	194	67	142	166	75
November	157	187	69	130	160	70
Dezember	167	209	73	139	174	78
Januar 1890	210	321	109	171	266	126
Februar	190	218	81	158	192	87
März	198	216	84	160	185	85
April	195	201	79	160	167	80
Mai	176	178	71	143	150	68

1) Auch hier ist die Krankheitsstatistik wegen unterlassener Meldungen nicht vollständig.

Die Bewegung der Zahlen nach dem Alter erinnert offenbar sehr an diejenige in der dänischen Statistik.

Um diese Verschiedenheiten zu beleuchten, kann man gewisse Todesursachen herausheben, die für die verschiedenen Altersklassen charakteristisch sind. In Berlin war 1892—96 die monatliche Verteilung der Sterbefälle an Alterschwäche folgende:

Januar . . .	538	Juli	375
Februar . . .	413	August . . .	392
März	557	September . .	391
April	523	Oktober . . .	385
Mai	460	November . .	454
Juni	438	Dezember . .	481

Die Sommermonate Juli—September umfassen also nur 1158 Todesfälle dieser Art, die Monate Januar—März 1508. Die Widerstandsfähigkeit der Alten, die an Altersschwäche leiden, ist somit bedeutend kleiner unter dem Einfluss der Kälte als der Hitze.

In den nordamerikanischen „Registration Cities“ hat man für alle Alter über 60 im Censusjahr 1889—90 die folgenden Ergebnisse betreffend Todesfälle an Altersschwäche:

Juni 1889 . .	367	Dezember 1889	467
Juli	449	Januar 1890 .	635
August . . .	437	Februar . . .	467
September . .	418	März	481
Oktober . . .	489	April	454
November . .	438	Mai	460

In Juni—August also 1253, in Dezember—Februar dagegen 1569 Todesfälle.

Von Krankheiten, welche auch die jüngeren Altersklassen heimsuchen, möge der Krankheiten im Respirationswege und der Tuberkulose (Consumption) Erwähnung geschehn. Hierüber liegen für die „Registration Cities“ der Vereinigten Staaten folgende Ergebnisse vor:

	Krankheiten der Respirationsorgane		Consumption	
	5—60 Jahre	60 Jahre u. darüber	5—60 Jahre	60 Jahre u. darüber
Juni 1889 . .	752	359	2591	220
Juli	651	268	2560	216
August . . .	676	284	2600	210
September . .	758	308	2443	230
Oktober . .	1202	613	2636	242
November . .	1338	638	2439	225
Dezember . .	1958	868	2897	276
Januar 1890 .	5913	2458	4429	430
Februar . .	2192	1069	3072	300
März . . .	2220	1112	3212	305
April . . .	1714	937	2944	267
Mai	1375	699	2935	279

Die Winterszeit ist also den Phthisikern ungünstig, auch der Frühling ist ihnen gefährlicher als der Sommer; noch deutlicher tritt aber der Unterschied bei den Krankheiten der Respirationsorgane hervor, indem schon die Dezember-Sterblichkeit der 5—60jährigen dreimal so gross war, wie die Juli-Sterblichkeit und im Januar 1890 wieder dreimal so

gross wie im Dezember. Freilich kann auch hierbei wieder der besondere Charakter des Jahres eine Rolle gespielt haben. Etwas kleiner erscheinen denn auch die Bewegungen, wenn man für Berlin fünf Jahre zusammenfasst, wie dies in der folgenden Uebersicht für 1892—96 geschehen ist.

	Sterbefälle an	
	Lungen-entzündung	Lungenschwindsucht und Abzehrung
Januar	1 220	1 952
Februar	995	1 746
März	1 358	1 999
April	1 228	2 024
Mai	1 260	1 969
Juni	1 081	1 623
Juli	1 050	1 527
August	858	1 401
September	731	1 416
Oktober	876	1 560
November	1 096	1 630
Dezember	1 231	1 794
Zusammen	12 984	20 641

Die Sterblichkeit an Lungenentzündung war also im März fast doppelt so gross wie im September; bei Lungenschwindsucht waren namentlich die Monate März—April gefährlich, und August—September zeichnen sich durch ihre niedrige Sterblichkeit aus.

4. Es wird sich nun lohnen, andere Erdstriche aufzusuchen, um die Wirkung der periodischen Schwankungen in den meteorologischen Verhältnissen zu beobachten.

Der offizielle Censusbericht 1891 für das Dominion of Canada[1]) enthält die Anzahl der Todesfälle (Todtgeburten eingeschlossen) nach Monaten im Censusjahre (bis 5. April 1891). Die folgenden Zahlen geben das Hauptresultat wieder. 12 000 Todesfälle verteilen sich — nachdem die Monate auf gleiche Länge reduziert sind — wie folgt:

Januar	1077	Juli	946
Februar	1195	August	986
März	1287	September	921
April	1106	Oktober	863
Mai	970	November	823
Juni	880	Dezember	946

Man hat also wie gewöhnlich eine doppelte Bewegung; Januar—März sind die gefährlichsten Monate, dann sinkt die Sterblichkeit rasch, erreicht aber in Juli—August ein partielles Maximum, bis endlich der Tiefstand im November eintritt.

Ein ausgezeichnetes und gut bearbeitetes Beobachtungsmaterial liegt in der offiziellen Statistik der australischen Kolonien vor, aus welchem ich einige Zahlen schöpfen will. Das Klima Australiens ist in den meisten hier in Betracht kommenden Gegenden sehr gesund, mit verhältnismässig geringen Schwankungen der Temperatur; die Durchschnittswärme in Sydney entspricht z. B. derjenigen Neapels, aber hier ist der Sommer viel wärmer, der Winter viel kälter als dort. Auch in Melbourne (Victoria) ist die Temperatur bedeutend gleichförmiger als in den entsprechenden Gegenden der nördlichen Hemisphäre. Das Klima

1) Census of Canada 1890—91, IV. Ottawa 1897.

der südlichen Gegenden Südaustraliens wird ebenfalls als sehr gesund geschildert, während das Northern Territory, wie auch der nördliche Teil Queenlands meist sehr heiss und für Europäer ungünstig ist. Der südliche Teil Queenlands mit seinem subtropischen Klima hat verhältnismässig geringe Temperaturunterschiede. In Westaustralien giebt es eigentlich nur zwei Jahreszeiten, den Winter oder besser die Regenzeit, welche in den südlichen bestbevölkerten Gebieten gewöhnlich April bis Oktober eintrifft, und den Sommer, oder die trockene Zeit. Tasmania ist unter den Bewohnern Australiens des milden, gesunden Klimas wegen berühmt, auch New Zealand hat ein günstiges, obgleich stärker wechselndes Klima.

Nach diesen Bemerkungen wird man kaum so grosse periodische Schwankungen in der Sterblichkeit erwarten, als in den europäischen Ländern, und dies bestätigt sich auch, wenn man die Zahlenergebnisse betrachtet. So war 1888—97 die tägliche Anzahl von Sterbefällen in Victoria und Südaustralien (mit Ausnahme des Northern Territory) folgende:

	Victoria	Südaustralien
Januar	52,6	11,9
Februar	49,8	11,2
März	48,2	10,7
April	47,4	10,6
Mai	43,3	11,3
Juni	41,9	10,8
Juli	43,0	9,9
August	42,9	10,2
September	41,4	9,9
Oktober	42,4	9,4
November	43,3	11,7
Dezember	51,3	12,4
Zusammen	45,6	10,8

Die Sommermonate Dezember—Januar haben also die grösste Sterblichkeit, während die Wintermonate günstig sind. Uebrigens ergeben sich, wenn man das Material nach Altersklassen zerlegt, zum Teil ähnliche Verschiebungen, wie für Dänemark (vgl. oben p. 310). Die folgende Zusammenstellung der absoluten Anzahlen von Todesfällen in Victoria 1897 wird dies erweisen (die wenigen Fälle unbekannten Alters sind weggelassen).

Alter	Sommer Dezbr.—Febr.	Herbst März—Mai	Winter Juni—August	Frühling Sept.—Nov.	Zusammen
0—1 Monat	246	264	284	225	1 019
1—3 „	174	147	107	108	536
3—6 „	357	162	102	118	739
6—12 „	525	175	115	126	941
0—1 Jahr	1302	748	608	577	3 235
1—5 „	327	324	263	246	1 160
0—5 Jahr	1629	1072	871	823	4 395
5—35 „	192	183	214	167	756
35—55 „	1102	1050	1133	1016	4 301
55 J. u. dar.	1433	1322	1492	1425	5 672
Zusammen	4356	3627	3710	3431	15 124

Die Sommersterblichkeit der Kinder stellt sich namentlich verhältnismässig hoch, nachdem diese das erste halbe Jahr des Lebens hinter sich haben; später gleicht sich die Differenz allmählich sehr aus, und

für die Erwachsenen war der Winter ein wenig schlimmer als der Sommer. Freilich darf nicht übersehen werden, dass die Zahlen recht klein sind.

In New South Wales starben 1888—97 durchschnittlich täglich in jedem Quartal:

Januar—März	42,5
April—Juni	39,4
Juli—September	38,6
Oktober—Dezember	44,2
Zusammen	41,2

Die warme Zeit ist also auch hier verhältnismässig ungesund. In Sydney starben 1897 an

	Verdauungskrankheiten	Diarrhoe u. dgl.		Verdauungskrankheiten	Diarrhoe u. dgl.
Januar	70	27	August	28	2
Februar	66	26	September	27	3
März	81	19	Oktober	37	11
April	89	19	November	80	56
Mai	68	13	Dezember	112	48
Juni	36	4	Zusammen	726	236
Juli	32	8			

Klein wie diese Zahlen sind, weisen sie doch dieselben Charakterzüge auf, wie sie für Europa und Nordamerika gefunden wurden. Gleichzeitig war in Tasmania die Sterblichkeit an den betreffenden Krankheiten im April—Oktober durchschnittlich nur ein Drittel der Sterblichkeit im Januar—März.

Noch mehr ausgeglichen als in den erwähnten Kolonien dürfte die Sterblichkeit New Zealands sein. 1898 starben hier im ersten Quartal durchschnittlich täglich 21, in den folgenden Quartalen 19 bezw. 20 und 19. In Westaustralien scheinen dagegen die Jahreszeiten grössere Unterschiede zu bedingen. In dieser dünn bevölkerten Kolonie waren die absoluten Anzahlen von Sterbefällen 1888—97:

Januar—März	2824
April—Juni	3496
Juli—September	2463
Oktober—Dezember	3134

Der Anfang der Regenzeit ist also verhältnismässig ungünstig gewesen.

Anders scheint die Lage in Queensland zu sein; hier starben 1897 in den einzelnen Vierteljahren 1343 bezw. 1363, 1272 und 1445.

5. Auch für **Indien** liegen Beobachtungen über den Einfluss der Jahreszeiten vor. Die folgenden Ergebnisse sind wesentlich aus dem offiziellen Gesundheitsbericht für 1897 geschöpft[1]) und aus einigen Tabellen für 1894—98, welche mir vor der Veröffentlichung von Herrn J. E. O'Conor, Director general of Statistics in Calcutta in dankenswerter Weise zur Verfügung gestellt wurden. 10 000 Todesfälle verteilen sich 1894—98 wie folgt auf die Monate (diese in üblicher Weise gleich lang gedacht).

(Siehe Tabelle p. 315.)

Im ganzen fusst diese Tafel auf 33¼ Millionen Todesfällen, für Coorg jedoch nur auf 28 000, für die Hyderabad Assigned Districts auf 0,6 Mill., für Burma auf 0,55 und für Assam auf 0,94. Die Tafel ent-

1) Annual Report of the Sanitary Commissioner with the Government of India 1897, with Appendices and Returns of Sickness and Mortality among European Troops, Native Troops and Prisoners, in India, for the year, Calcutta 1899.

	Januar	Februar	März	April	Mai	Juni	Juli	August	September	Oktober	November	Dezember
Bengal	855	753	845	898	771	725	704	810	792	830	1004	1013
Assam	763	670	668	760	888	930	840	783	820	880	1025	973
N.W.-Prov. and Oudh	753	665	671	779	811	743	686	842	939	1096	1060	955
Punjab	934	757	667	678	796	761	642	698	866	1082	1120	999
Central-Prov. . . .	655	663	681	765	854	855	751	1037	1105	1032	868	734
Hyderabad . . .	641	639	799	905	845	595	783	1216	1208	952	763	654
Burma	791	745	673	732	724	807	1029	997	925	835	885	857
Madras Pres. . . .	996	814	717	683	729	755	830	864	872	846	887	1007
Bombay „ . . .	790	797	797	796	801	759	883	964	879	848	877	809
Coorg	705	674	703	732	911	1157	1139	1006	853	719	708	693
Zusammen	827	732	749	801	791	752	737	850	881	938	991	951

hüllt ausserordentlich grosse Verschiedenheiten, sowohl von Gebiet zu Gebiet, wie von Monat zu Monat. Unter den Gebieten zeichnen sich in dem betreffenden Zeitraum die Central-Provinzen durch eine ausserordentlich grosse Sterblichkeit aus. 1891—95 starben jährlich über 3 Proz. der Bevölkerung, 1896 etwa 5 und 1897 sogar 7 Proz. (in den Städten 8 Proz.). Es herrschte hier 1896—97 fast überall Hungersnot, und ein grosser Teil der Bevölkerung erhielt öffentliche Unterstützung; die Zahl der Unterstützten kulminierte im Mai 1897, und erst im Oktober nach dem Monsunregen begann die Lage sich zu bessern. In einer Stadt starb 1897 über die Hälfte, in anderen $\frac{1}{3}$ oder $\frac{1}{4}$ der Bevölkerung. Während sonst Oktober—November (die warme und feuchte Jahreszeit) sich durch die grösste Sterblichkeit auszeichnen, war dies in den Central-Provinzen 1897 nicht der Fall, dagegen wies die Regenzeit Juni—September, welche sonst einigermassen den Durchschnitt des Jahres repräsentiert, ausserordentlich viele Todesfälle auf, und in den Monaten April—Mai (der warmen und trocknen, in der Regel günstigen Jahreszeit) begannen sich schon die Folgen der Missernte geltend zu machen. Wegen dieser Verschiebungen zeigte dann auch die kalte Jahreszeit (Dezember—März) eine verhältnismässig sehr niedrige Sterblichkeit. Diese Verhältnisse haben nun auch die Zahlen für das Quinquennium beeinflusst.

Auch in dem kleinen Gebiet Coorg in Südindien war die Sterblichkeit im Jahre 1897 verhältnismässig hoch. Schwere Malaria-Epidemien brachten die Sterblichkeit auf 5 Proz. der Bevölkerung, uud zwar der armen wie der reichen, und besonders die Monate Mai—August wiesen eine grosse Sterblichkeit auf. Auch in Assam betrug die Sterblichkeit 5 Proz. der Bevölkerung. Hier war eine Erdbebung mit folgenden Ueberschwemmungen von erheblichem Einfluss. In Assam, wo es eigentlich nur zwei Jahreszeiten giebt, ist in der Regel die Sterblichkeit in den letzten 7 Monaten des Jahres grösser als in den ersten 5, 1897 wurde die Wirkung der gesundheitsschädlichen Momente des letzten Teils des Jahres noch bedeutend erhöht.

Wenden wir uns nun nach den nordwestlichen Provinzen und Oudh (Sterblichkeit 1897 4 Proz.), so zeigen sich auch hier die Folgen des Notjahres. Die Hungersnot endete im Oktober 1897, und dieser Monat zeichnete sich noch durch eine besonders grosse Sterblichkeit aus.

Berar (eine Landschaft in Dekhan) litt 1897 furchtbar durch Hungersnot und verlor über 5 Proz. der Bevölkerung. Hier stieg die Sterblichkeit so stark, dass sie im September 1897 fünfmal so gross war wie im Februar. In Madras Presidency herrschte 1897 die Cholera vor, ohne jedoch bestimmte Jahreszeiten auffallend zu bevorzugen (1897 starben 143 000 oder 4,4 pro mille der Bevölkerung an Cholera, im folgenden Jahre nur 65 000 oder 2 pro mille). Bombay Presidency wurde 1897 von der Bubonenpest heimgesucht (in der Stadt Bombay 1897 13 314 Fälle mit 11 003 Verstorbenen), ohne dass diese Krankheit jedoch grösseren Einfluss auf die Gesamtsterblichkeit üben konnte. Die monatliche Bewegung wich hier 1894—98 von der in Indien gewöhnlichen nicht unbedeutend ab. Auch Burma hatte eine eigentümliche monatliche Verteilung im Quinquennium, mit einem Maximum im Juli.

Das Entwickelte zeigt uns, welch' ausserordentlich grosse Verschiedenheiten sich in einem Lande wie Indien erwarten lassen. Als Gesamtergebnis für die 5 Jahre 1894—98 hat man in den Monaten Oktober—Dezember etwa 29 Proz. der Sterbefälle, in Juli—September etwa 25 (also den Durchschnitt), in Januar—März 23 und April—Juni ebenfalls 23. Hier gleichen sich die Unebenheiten also einigermassen aus.

Eine Vertiefung in die Statistik der Todesursachen für die ganze Bevölkerung Indiens wird sich kaum lohnen, da diese Statistik noch an grossen Mängeln leidet. Zwei Drittel der Todesfälle werden z. B. auf Fieber (fevers) geführt, unter welcher Bezeichnung selbstverständlich sehr viele verschiedene Krankheiten zusammengefasst sind. Für Assam wird ausdrücklich hervorgehoben, dass fevers meist sämtliche Krankheiten umfassen, die als hervorstechendes Symptom eine Erhöhung der Körpertemperatur haben. Bezeichnend für Indien ist die geringe Verschiedenheit in dem monatlichen Auftreten von Krankheiten wie Dysenterie und Diarrhoe. An diesen Krankheiten starben im Januar 1897 (Minimum) in sämtlichen statistisch behandelten Gebieten 19 845, im August (Maximum) 56 638.

Besser wird man vielleicht die Statistik betreffend die indischen Gefängnisse und Truppen verwerten können. Die folgende Tafel weist die Anzahl der Erkrankungen an gewissen Krankheiten in den einzelnen Monaten 1897 für die indischen Gefängnisse nach:

	Intermittierendes Fieber	Pneumonie	Dysenterie
Januar	1 973	246	595
Februar	1 813	216	628
März	2 090	228	846
April	2 377	141	864
Mai	2 796	110	851
Juni	3 194	95	984
Juli	3 606	90	1 429
August	3 667	90	1 741
September	5 989	118	1 566
Oktober	7 004	122	1 513
November	5 568	163	1 331
Dezember	4 033	223	1 122
Zusammen	44 110	1842	13 470

Die Pneumonie hat also in der Mitte des Jahres die verhältnismässig geringste Häufigkeit gehabt, die beiden anderen Krankheiten nahmen im ganzen an Häufigkeit zu, bis im Herbst das Maximum erreicht wurde.

Für die Truppen gilt folgende Uebersicht:

	Von 1000 Personen waren zu jeder Zeit krank		Wöchentliche Anzahl von Krankheitsmeldungen				
			Intermittierendes Fieber		Pneumonie	Dysenterie	
	Eingeborene	Briten	Eingeborene	Briten	Eingeborene	Eingeborene	Briten
1. Jan. bis 29. Jan.	25,3	97,9	431	206	63	70	29
30. Jan. bis 26. Febr.	24,7	97,4	374	172	47	65	30
27. Febr. bis 2. April	23,9	93,8	350	185	28	49	32
3. April bis 30. April	24,0	92,4	396	242	20	73	38
1. Mai bis 28. Mai	23,6	92,5	413	245	13	74	36
29. Mai bis 2. Juli	23,8	91,2	426	261	11	78	37
3. Juli bis 30. Juli	26,3	96,2	564	319	11	141	44
31. Juli bis 3. Sept.	31,0	103,2	894	503	13	282	83
4. Sept. bis 1. Okt.	38,7	110,8	1739	751	13	323	107
2. Okt. bis 29. Okt.	43,8	114,5	2158	1197	19	331	94
30. Okt. bis 3. Dez.	47,8	117,9	1716	1475	57	322	114
4. Dez. bis 31. Dez.	41,4	111,5	963	766	99	165	72
Zusammen	31,5	101,4	866	519	32	166	60

Die Gesamtzahl der Erkrankungen an Pneumonie unter britischen Soldaten war nur 234, darunter November—Dezember allein (9 Wochen) 76, September—Oktober (8 Wochen) nur 14. Uebrigens korrespondieren die Beobachtungen mit Rücksicht auf Eingeborene und Briten recht gut, wie sie auch den obigen Erfahrungen betr. Gefängnisse ganz gut entsprechen. Die Gesamtkränklichkeit hatte im November ihr Maximum erreicht, während das Minimum etwa im Mai eintrat.

Schliesslich noch einige Zahlen für Hitzschlag. Es erkrankten an diesem 1890—94 von europäischen Soldaten:

Januar—März . . .	17
April—Juni	444
Juli—September . .	355
Oktober—Dezember .	27

Vgl. mit Rücksicht auf diese Krankheit oben p. 309.

6. Dass die Temperatur bei den dargestellten Veränderungen der Sterblichkeit eine erhebliche Rolle spielt, ist nach dem Entwickelten unverkennbar. Doch darf man sich diesen Einfluss nicht als unmittelbaren und augenblicklichen vorstellen. Die Einwirkung der Hitze scheint sich häufig erst nach einer gewissen Zeit zu zeigen, um so mehr, weil die durch die Temperatur der Luft allmählich herbeigeführte Erhitzung der Wohnungen und Häuser in Betracht kommt[1]). Auch kann daran erinnert werden, dass, wie oben bemerkt, auch die Dauer der Krankheit eine Rolle spielt, und viele Krankheiten, die mit dem Tode enden, vielleicht erst in einer kälteren Periode ihren Abschluss finden. Die rasch verlaufenden Diarrhoen der Kleinkinder sind daher wohl besonders gut für ein Studium des Einflusses der meteorologischen Veränderungen geeignet. Ferner wirken die Epidemien sprungweise und verschleiern daher oft die regelmässige Bewegung der Sterblichkeit. Und noch schwieriger wird es

1) Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin für 1895 (1897), p. 103.

sein, die übrigen meteorologischen Elemente zu isolieren und ihre Wirkung auf die Gesundheitszustände zu beobachten.

Man wird daher sehr vielen Ausnahmen von den gefundenen Regeln begegnen, namentlich wenn man nur ein begrenztes Beobachtungsgebiet zur Verfügung hat, wie dies gewöhnlich der Fall ist. Mit diesem Vorbehalt seien einige Beobachtungen betreffend den Einfluss der Temperatur auf die Sterblichkeit mitgeteilt. Die folgende Tafel stammt aus den statistischen Jahrbüchern für Berlin. Sie giebt die wöchentliche Sterbezahl der Kinder unter 1 Jahr, die Temperatur ist in Gr. Celsius angegeben:

	Mittlere Temperatur	Sterbefälle		Mittlere Temperatur	Sterbefälle
1892. 15.—21. Mai	10,6	236	22.—28. Mai . .	19,2	372
1893. 7.—13. „	12,9	186	14.—20. „ . .	17,1	232
1894. 6.—12. „	13,4	160	13.—19. „ . .	17,2	232
1895. 19.—25. „	14,8	162	26. Mai bis 1. Juni	17,8	194
1896. 17.—23. „	12,4	152	24.—30. Mai . .	15,6	178
Zusammen	12,8	179	Zusammen	17,4	242

Diese Wochen können als Anfang des Sommers aufgefasst werden. In der folgenden Zeit war die wöchentliche Anzahl der Sterbefälle durchschnittlich bei einer Temperatur:

	unter 17°	17—19°	19° u. darüber
1892	228	306	365
1893	202	320	435
1894	240	277	422
1895	199	354	452
1896	249	348	306

Endlich hat man für die zwei Wochen, die den Uebergang zum Herbst bezeichnen können:

	Mittlere Temperatur	Sterbefälle		Mittlere Temperatur	Sterbefälle
1892. 28. Aug. bis 3. Sept.	18,9	416	4.—10. September .	14,0	392
1893. 20. Aug. bis 26. Aug.	20,3	509	27. Aug. bis 2. Sept.	13,3	378
1894. 26. Aug. bis 1. Sept.	15,9	287	2.—8. September .	12,6	221
1895. 8.—14. Septbr.	15,9	363	15.—21. „ .	13,9	273
1896. 13.—19. „	15,6	208	20.—26. „ .	11,6	190
Zusammen	17,3	357	Zusammen	13,1	291

Die Sterblichkeit steigt also bedeutend mit der Temperaturerhöhung beim Uebergang zum Sommer, sowie sie am Schluss des Sommers rasch abnimmt; wie man erwarten konnte, ist aber die Sterblichkeit recht hoch unmittelbar nach dem Sommer. Durchschnittlich hat man etwa dieselbe Temperatur am Anfang und Schluss der warmen Periode, aber am Schluss hat man durchschnittlich wöchentlich 357, am Anfang des Sommers nur 242 Sterbefälle. Dies erklärt auch eine Unregelmässigkeit der Tabelle in der Mitte, welche sonst eine regelmässige Sterblichkeitserhöhung gleichzeitig mit der Temperaturerhöhung erweist. 1896 war die Sterblichkeit bei 17—19° grösser als bei 19° und mehr. Die Wochen mit grosser Hitze fielen aber in diesem Jahre meist auf den Anfang des Sommers,

während August recht kühl war; am Beginn des Sommers vermag aber die Hitze noch nicht dermassen die Sterbezahl zu erhöhen wie späterhin. Man könnte dies, allerdings etwas abstrakt, so ausdrücken, dass die Sterblichkeit eine Funktion sowohl der Temperatur wie der Dauer der Temperaturerhöhung sei.

In der englischen offiziellen Bevölkerungsstatistik werden die jährlichen Sterblichkeitskoëffizienten für eine Reihe von Jahren zusammengestellt, und ebenso die Temperaturverhältnisse der Quartale Januar—März, April—Juni u. s. w. seit 1849. Man kann nun die Jahre zusammenfassen, welche gewisse gemeinschaftliche Eigenschaften haben, um deren Einfluss auf die Sterblichkeit zu ermitteln. Zu diesem Zweck habe ich als Jahre mit kaltem Winter diejenigen aufgefasst, deren Durchschnittstemperatur im Januar—März über 1° Fahrenheit geringer war, als die Durchschnittstemperatur des betreffenden Quartals während der ganzen Beobachtungszeit, Jahre mit höchstens 1° Abweichung sind als solche mit Durchschnittstemperatur betrachtet und endlich diejenigen mit wenigstens 1° über Durchschnittstemperatur als solche mit warmem Winter. Für die Sommer sind die Wärmeverhältnisse in Juli—September in gleicher Weise verwertet. Da jedoch die Cholerajahre 1849, 1854 und 1866 ihre Sondereigenschaften haben, sind dieselben ganz ausser Betracht gelassen; es bleiben somit 46 Jahre (von 1850 bis 1897) übrig. Vielleicht wäre auch 1853 mit einer anfangenden Choleraepidemie und bedeutenden Epidemien an Diarrhoe und Dysenterie besser weggeblieben.

Für die 9 Gruppen, die man nun aufstellen kann (kalter Winter — kalter Sommer; kalter Winter — Durchschnittssommer u. s. w.) könnte man dann die durchschnittlichen Sterblichkeiten berechnen und sie nachher einer Vergleichung unterziehen. Doch wird dies leicht zu Fehlschlüssen führen. Da nämlich die Sterblichkeit während der Beobachtungsperiode im ganzen bedeutend abgenommen hat, und die Verteilung der einzelnen Gruppen nicht ganz gleichförmig ist, wird man von vornherein eine etwas verschiedene Sterblichkeit in den einzelnen Gruppen erwarten müssen. Um diese Fehlerquelle zu beseitigen, habe ich die ganze Beobachtungsperiode thunlichst in 6 Perioden zerlegt, deren jede ein einigermassen einheitliches Gepräge hat, nämlich 1850—57 (1854 ausgenommen), 1858—65, 1867—75, 1876—80, 1881—90 und 1891—97. Berechnet man die erwartungsmässige Sterblichkeit der einzelnen Gruppen nach den Durchschnittssterblichkeiten jener Perioden, so erhält man beispielsweise für alle Altersklassen zusammen 200 pro 10 000 der Bevölkerung als Minimum (in Jahren mit kaltem Winter und warmem Sommer), 216 als Maximum (Jahren mit Durchschnitts-Winter und -Sommer), somit eine recht bedeutende Differenz. Selbstverständlich kann man einige Bedenken erheben gegenüber einer Durchschnittsberechnung dieser Art, wo man sozusagen alle Sterblichkeitskoëffizienten als gleich gute Beobachtungen auffasst, indessen würde man wohl kaum zu wesentlich anderen Ergebnissen gelangen, falls man die durchschnittliche Sterblichkeit unter Berücksichtigung der wechselnden Bevölkerungszahl berechnen wollte.

(Siehe Tabelle p. 320.)

Die Kindersterblichkeit ist also in den Jahren mit kaltem Winter günstig gewesen, wenn der Sommer kalt war, ungünstig, wenn derselbe heiss war. Nach dem 5. Lebensjahre sind die Ergebnisse etwas schwankend (was u. a. von der Unvollkommenheit der Methode, und zwar teils von der Periodenteilung, teils auch von dem Einfluss anderer meterologischer

Von 10 000 jeder Altersklasse starben jährlich in Jahren mit **kaltem Winter** und:

Alter (Jahre)	Kaltem Sommer nach		Durchschnittssommer nach		Warmen Sommer nach	
	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung
0—5	605	590	629	639	607	628
5—10	62	59	68	75	61	56
10—15	36	35	39	41	34	33
15—20	52	51	56	57	50	49
20—25	67	65	71	73	63	64
25—35	83	81	87	89	80	81
35—45	119	116	120	123	116	117
45—55	171	172	170	175	170	175
55—65	308	313	306	318	310	321
65—75	640	658	635	666	639	658
75—85	1392	1440	1389	1457	1384	1457
85 u. dar.	2930	3035	2896	3049	2837	3035
Zusammen	202	200	208	215	200	205

Momente herrühren kann). Im ganzen darf man jedoch sagen, dass die Sterblichkeit nach dem 55. Lebensjahre durch die Winterkälte erhöht wurde.

Die folgende Tafel stellt die Ergebnisse mit Rücksicht auf Jahre mit **Durchschnittswinter** zusammen:

Alter (Jahre)	Kalter Sommer nach		Durchschnittssommer nach		Warmer Sommer nach	
	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung
0—5	628	590	652	629	641	654
5—10	70	60	74	67	69	70
10—15	39	36	43	40	40	40
15—20	56	54	62	60	57	58
20—25	71	69	78	76	74	75
25—35	87	86	94	92	90	91
35—45	120	118	124	123	124	124
45—55	170	168	171	170	173	171
55—65	306	304	302	301	307	302
65—75	637	650	632	631	637	624
75—85	1386	1421	1397	1398	1414	1373
85 u. dar.	2922	3010	2952	2965	3037	2922
Zusammen	208	202	216	211	214	215

Wieder erkennt man den schädlichen Einfluss des warmen Sommers auf die Kindersterblichkeit.

Die warmen Sommer fallen hier für die höheren Altersstufen mit einer verminderten Sterblichkeit zusammen, die kalten Sommer mit einer gesteigerten, die durchschnittlichen mit einer gleichfalls durchschnittlichen Sterblichkeit.

Endlich die Jahre mit warmem Winter:

Alter (Jahre)	Kalter Sommer nach		Durchschnittssommer nach		Warmer Sommer nach	
	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung
0—5	615	605	615	617	634	658
5—10	62	64	61	60	68	74
10—15	35	36	35	35	39	42
15—20	51	51	51	50	57	59
20—25	65	65	66	65	72	73
25—35	81	82	83	82	88	90
35—45	117	117	119	119	121	121
45—55	171	168	172	171	171	171
55—65	311	303	311	309	306	298
65—75	639	620	640	626	636	619
75—85	1393	1339	1397	1359	1394	1355
85 u. dar.	2883	2778	2885	2826	2903	2761
Zusammen	203	200	204	202	210	213

Wie man sieht, sind diese Jahre im ganzen für die Alten vorteilhaft; wenn aber der Sommer warm war, hatte man gleichzeitig eine grosse Sterblichkeit der Kinder und umgekehrt bei kühlem Sommer. Das günstigste Horoskop für die Kinder wird man also in Jahren mit kühlem Sommer, für die Alten in Jahren mit mildem Winter stellen können. Gewissermassen wirken die Ursachen also gegeneinander; war aber die Jahresphysiognomie günstig für die Kinder und ungünstig für die Alten, so stellte sich das Gesamtergebnis nach der summarischen Sterblichkeit als günstig dar, und ebenfalls ist die Wirkung der Kindersterblichkeit überwiegend, wo die Temperaturverhältnisse den Alten günstig, den Jungen günstig waren; doch wird man nicht immer dieses Ergebnis finden, wie auch kaum zu erwarten ist, da z. B. die Altersverteilung hierbei eine Rolle spielen wird, und eben deshalb können die summarischen Sterblichkeitskoëffizienten hier leicht irreführen. So fand Kollmann für Oldenburg eine grössere Sterblichkeit in Jahren mit kaltem Winter und Sommer, als in warmen Jahren[1]).

Die englische Statistik bietet auch Uebersichten über die jährlichen Verluste durch epidemische Krankheiten. Eine vorläufige Untersuchung der Zahlen lässt es zweifelhaft erscheinen, ob eine Verbindung zwischen Temperaturerhöhung (oder Erniedrigung) und Krankheiten, wie Pocken, Masern, Scharlach, Diphtherie oder Keuchhusten nachgewiesen werden könnte. Dagegen fordert sie zu einer näheren Untersuchung betr. Diarrhoe und Dysenterie heraus.

Eine Einwirkung der Wintertemperatur lässt sich nicht nachweisen, aber um so mehr die einer erhöhten Sommerwärme. In Jahren mit warmen Sommer war die Sterblichkeit in London für jede Million der Bevölkerung 1080, in Durchschnittsjahren 916 und in Jahren mit kühlem Sommer nur 644. Für ganz England waren die entsprechenden Zahlen etwas niedriger, nämlich 1054 bezw. 821 und 580; wie allgemeingültig die Regel ist, erweist die Thatsache, dass in der Gruppe der warmen

1) Statistische Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg. Die Bewegung der Bevölkerung. Oldenburg 1870. Dieses Werk enthält eine Reihe sehr interessanter Zusammenstellungen betreffend die vorliegende Frage, auch mit Rücksicht auf das Alter.

Jahre kein einziges eine so niedrige Sterblichkeit an den erwähnten Todesursachen hatte, als die der Durchschnittsgruppe; in der Gruppe der kalten ging nur ein einziges, nämlich 1853 (ein Cholerajahr, vgl. oben p. 319) über die Sterblichkeit der Durchschnittsgruppe hinaus.

Nach dem Entwickelten dürfte man also im allgemeinen erwarten, dass eine Erhöhung der Temperatur im Sommer meist eine Vergrösserung, im Winter meist eine Ermässigung der summarischen Sterblichkeit hervorrufen wird. Die zwischenliegenden Monate würden als Uebergangszeit aufzufassen sein, für welche sich keine klaren Ergebnisse ergeben. In der That scheint man auch keinen erheblichen Einfluss der Temperatur in den Monaten April—März nachweisen zu können, wenigstens kaum nach der englischen Statistik. Dasselbe gilt für die Herbstmonate, vielleicht jedoch mit einer kleinen Besserung im Gesundheitszustande unter Einfluss einer Temperaturerhöhung. Auch darf man nicht auf eine ausnahmslose Erhöhung der Sterblichkeit im betreffenden Quartal unter Einfluss einer grossen Sommerhitze oder Winterkälte rechnen und umgekehrt. Epidemien können in kalten wie in warmen Jahren auftreten und die Regel durchbrechen. So folgten 1886—89 vier kalte Winter aufeinander und wurden 1890 von einem milden abgelöst. Aber eben im Winter (Januar--März) 1890 war die Sterblichkeit auffallend gross (Influenza). Auch war die Sterblichkeit 1865 in den Sommermonaten eine geringere als 1863, obgleich die Durchschnittstemperatur fast 4° höher war. Aber im ganzen wird man viel häufiger Beispiele der umgekehrten Bewegung finden. So war der Winter 1855 ungemein streng, und gleichzeitig war die Intensität der Sterblichkeit in Januar—März (mit dem Jahre als Einheit) 291 auf 10000, für die zehnjährige Periode 1851—60 dagegen nur 247. Im folgenden Jahre lag die Temperatur der Wintermonate ein wenig über der durchschnittlichen, und die Sterblichkeit sank auf 218. 1895 war der Winter streng, 1896 mild, die entsprechenden Intensitäten der Sterblichkeit waren 227 bezw. 179. So auch beim Sommer. Sehr heiss waren die Sommer (Juli—September) 1857 und 1859, verhältnismässig kalt dagegen 1860. Gleichzeitig war die Intensität der Sterblichkeit 207 bezw. 210 und 172. 1867 hatte eine etwa durchschnittliche Sommertemperatur, wogegen der Sommer 1868 sehr heiss war; dem entsprechend war die Intensität der Sterblichkeit 199 und 237. Und von 1892—95 wechselten kalte mit warmen Sommer; dem entsprechend war die Sterblichkeit 157, bezw. 192, 142 und 175.

7. Ist es schon schwierig, in betreff des Einflusses der Wärme zu klaren Resultaten zu gelangen, so noch mehr gegenüber den übrigen meteorologischen Elementen. Die englische Statistik enthält z. B. Mitteilungen über die jährliche durchschnittliche Feuchtigkeit der Luft, und man könnte nun dieselben einer ähnlichen Bearbeitung wie oben die Temperaturbeobachtungen unterziehen, indem man z. B. die Jahre in drei Klassen zerlegte, solche mit einer durchschnittlichen Feuchtigkeit von 83 oder mehr, solche mit einem Feuchtigkeitsgrad 80—82 und solche mit einem geringeren als 80. Hier begegnen wir nun der Schwierigkeit, einerseits, dass die Verteilung der einzelnen Jahre etwas unregelmässig ist, dass also die allgemeine Abnahme der Sterblichkeit mit in Betracht gezogen werden muss, sowie andererseits, dass auch die Temperatur eine erhebliche Rolle spielt; unter den trockenen Jahren giebt es z. B. mehrere mit sehr heissem Sommer. Die erstere Schwierigkeit kann nun allerdings auf

dieselbe Weise wie oben beseitigt werden, indem man die Jahresreihe in verschiedene Perioden zerlegt, dann die durchschnittliche erwartungsmässige Sterblichkeit in jeder Altersklasse budgetiert und mit der faktischen Durchschnittssterblichkeit vergleicht. Um die zweite Fehlerquelle einigermassen zu eliminieren, könnte man wie folgt verfahren. Für kalte Sommer und kalte Winter in Kombination ist die erwartungsmässige Sterblichkeit im Alter 0—5 605, die faktische 590 gewesen, das ist eine Ermässigung gleich 15. Nun war z. B. das Jahr 1853 ein trockenes Jahr, das gleichzeitig einen kalten Sommer und einen kalten Winter hatte. Für die betreffende Periode wird man 664 als erwartungsmässig veranschlagen, hiervon aber wegen der Wärmeverhältnisse 15 in Abzug bringen, so dass man schliesslich 649 zum Vergleich mit der beobachteten Zahl 681 erhält. Fährt man nun in dieser Weise fort, so erhält man für sämtliche trockene Jahre eine erwartungsmässige Durchschnittszahl, in welcher zugleich auf die Abnahme der Sterblichkeit und auf die Bewegung infolge der Wärmeverhältnisse Rücksicht genommen ist, und diese Zahl kann dann mit der faktischen verglichen werden. Eine versuchsweise Berechnung dieser Art ergab folgende Zahlen:

Alter (Jahre)	Trockene Jahre (14) nach		Durchschnittsjahre (22) nach		Feuchte Jahre (10) nach	
	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung
0—5	635	638	618	618	633	629
35—45	120	119	121	122	121	118
65—75	636	626	640	649	632	626

Zieht man in Betracht, dass man hier auf schliesslich recht unvollkommenen Durchschnittsberechnungen fusst, so werden wohl am besten vorläufig die gefundenen Verschiedenheiten auf Rechnung der unvollkommenen Berechnung gesetzt und die Wirkung der Feuchtigkeit als unkontrollierbar betrachtet werden. Ausgeschlossen wäre allerdings wohl nicht, dass die feuchten Jahre ein wenig günstiger für die Lebenserwartung der Kleinkinder sind als die trockenen. Es ergab sich nach der oben citierten Untersuchung für das Grossherzogtum Oldenburg, dass die Jahre mit trockenem und kaltem Sommer eine kleinere summarische Sterblichkeit hatten, als die Jahre mit feuchtem und kaltem Sommer, wogegen man für die warmen Sommer zu den entgegengesetzten Ergebnissen gelangte; doch sind die Anzahlen der Jahre in jeder Gruppe sehr klein und das Gebiet recht begrenzt, so dass man auch hier keine endgültigen Schlüsse ziehen darf. Es wäre sehr zu wünschen, dass künftige Forscher diese interessante Frage weiter ins Auge fassten.

Ebenso schwierig würde es sein, aus der Statistik über die Windstärke endgültige Schlüsse zu ziehen, bevor nicht ein vollständigerer Ueberblick über die wahrscheinlich weit überragende Einwirkung der Wärmeverhältnisse gewonnen ist.

8. Ein Moment, auf welches man bei Beurteilung der periodischen Veränderungen der Sterblichkeit früher das meiste Gewicht gelegt hat, sind die teuren und billigen Zeiten. Es unterliegt wohl keinem Zweifel, dass die Sterblichkeit überall, wo die Gesellschaft wirtschaftlich gedrückt lebt, verhältnismässig hoch sein muss. Namentlich galt dies für frühere

Zeiten, wo die Verhältnisse es mit sich brachten, dass Misswachs oder andere Missstände weit intensiver als jetzt gefühlt wurden, zumal in jener Zeit, wo die Landwirtschaft noch auf einer weit niedrigeren Stufe stand und wo dementsprechend Missernten weit häufiger waren als heutzutage.

Wenn man heutzutage von der Einwirkung der Teurung auf die Sterblichkeit spricht, so denkt man auch in der Regel an Zeiten, die weit zurückliegen, oder an soziale Zustände, die eben vergangenen Zeiten entsprechen. Zwar kann man an Finnland erinnern, wo 1867 und 1868 Tausende von Menschen brotlos auf den Landstrassen umherzogen, wo Hungertyphus und ähnliche Krankheiten mehrere Tausende von Opfern hinwegrafften. Auch lässt sich auf das soziale Elend verweisen, welchem Irland in den vierziger Jahren anheimfiel, und aus späterer Zeit noch auf die Missernten in Indien. Aber die meisten Beispiele müssen thatsächlich früheren Perioden entnommen werden, wie die Missernten Schwedens 1756, 1757 und 1762, die eine bedeutende Erhöhung der Sterblichkeit verursachten [1]).

Eine Untersuchung dieser Fragen stösst in der Regel auf die Schwierigkeit, dass es unmöglich ist, andere Ursachen gänzlich zu eliminieren. Die Beobachtungen liegen gewöhnlich nur für ganze Jahre vor; die Anzahl der Erfahrungen ist somit meist nicht gross. Dazu kommen nun die Einflüsse der Witterung, die allmählichen Veränderungen der Sterblichkeit, der wechselnde Altersaufbau u. s. w. Nur wo es sich um tief eingreifende Missstände handelt, wird man daher mit den summarischen Sterbezahlen auskommen, während man in der Regel die einzelnen Altersklassen besonders untersuchen muss. Dies ist schon deshalb nötig, weil die guten Zeiten häufig auch solche sind, wo viele Ehen geschlossen, also viele Kinder geboren werden, demgemäss auch viele Kleinkinder sterben und so die allgemeine Sterblichkeit erhöht wird. Man würde also vielleicht zu dem Schluss gelangen können, dass eine hohe Ehefrequenz das Elend vergrösserte. Uebrigens kann man als Folge der Missernten bisweilen eine geringere Fruchtbarkeit beobachten (so in Indien, für welches jedoch einige Zweifel betr. die Zuverlässigkeit dieser Beobachtungen am Platze sind).

Ferner ist es schwierig, strenge Kriterien für die guten und schlechten Zeiten zu finden. Hohe Weizenpreise können ebensowohl mit günstigen wie mit ungünstigen Verhältnissen verbunden sein, wie sich aus der englischen Statistik betreffend Weizenpreise ergiebt. Das Jahr 1843 hat z. B. in England noch ein deutliches Gepräge des ganzen sozialen Elendes, das den Anfang der vierziger Jahre kennzeichnet, aber die Weizenpreise waren sehr niedrig; das Jahr 1847 war ein schlechtes, mit einer weitgreifenden Handelskrise, und die Weizenpreise waren sehr hoch; das folgende Jahr, welches Chartistenunruhen und Verwickelungen in Irland brachte, zeichnete sich durch niedrige Preise aus. Das Jahr 1869 mit niedrigen Kornpreisen muss trotzdem als ungünstiges bezeichnet werden u. s. w Man darf wohl auch behaupten, dass das Preisniveau häufig für die eine

---

1) Unter Beiträgen zur Lösung der betreffenden Frage seien u. a. erwähnt: Legoyt, Des chertés en France (Journal de la soc. de stat. 1860). Ferner Farr, The Influence of Scarcities (Journal of the Stat. Soc., IX, 1846). Mêlier, Des subsistances . . . dans leurs rapports avec les maladies et la mortalité (Annales d'Hygiène, Tom. XXIX, 1843). Bela Weiss, Der Einfluss von theueren und billigen Zeiten auf die Sterblichkeit, 1880.

Klasse der Gesellschaft auf günstige Zustände deuten kann, für eine andere auf ungünstige. Diesen Schwierigkeiten ist es vornehmlich zuzuschreiben, wenn man bei solchen Untersuchungen häufig nicht zu durchschlagenden Resultaten gelangt, ausser wo es sich geradezu um Notjahre handelt, deren Wirkung auf die Sterblichkeit eine handgreifliche ist.

Das beste Kriterium günstiger sozialer Verhältnisse ist vielleicht am Ende die Ehefrequenz. Um meinerseits einen Beitrag zur Beantwortung der Frage zu liefern, habe ich dieselben Jahre, welche oben behandelt wurden, nach der Ehefrequenz unterschieden, indem ich in den 6 einzelnen Perioden die Jahre mit einer Ehefrequenz über oder unter dem Durchschnitt der Periode heraussuchte. Die meisten dieser Jahre werden wohl auch der allgemeinen Vorstellung von guten bezw. schlechten Zeiten entsprechen. So kommen die ersten siebziger Jahre (allerdings bis einschl. 1877) in die Gruppe grosser Ehefrequenz, ebenso 1881—84, während 1878—80 zu den Jahren mit geringer Frequenz gehörten. Budgetiert man nun nach der Sterblichkeit in den einzelnen Perioden die durchschnittliche Sterblichkeit in den Jahren mit grosser oder kleiner Ehefrequenz, indem man gleichzeitig wie oben auf die Temperaturverhältnisse Rücksicht nimmt, dann erhält man folgendes Endergebnis:

Alter (Jahre)	Jahre mit			
	grosser Ehefrequenz		kleiner Ehefrequenz	
	Sterblichkeit nach			
	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung
0—5	624	621	629	632
35—45	120	122	121	118
65—75	635	637	639	637

Wie man sieht, ist die Einwirkung der Ehefrequenz nicht gross und könnte auch angesichts der Unvollkommenheit der Methode eine nur scheinbare sein. Man muss das Resultat wohl als wesentlich negativ auffassen. Allerdings ist die Kindersterblichkeit in den Jahren mit grosser Ehefrequenz ein wenig kleiner als in den übrigen, wie wohl auch zu erwarten ist, aber die Differenz ist kaum gross genug, um sie nicht etwaigen Unvollkommenheiten der Berechnung zuschreiben zu können. Wesentlich dieselben Ergebnisse erhält man übrigens, wenn die Temperaturverhältnisse ausser Betracht gelassen werden.

Man muss mit anderen Worten aller Wahrscheinlichkeit nach tiefer graben, um die Wirkung der guten und schlechten Zeiten zu konstatieren. In einem wohlhabenden Lande wie England ist die Gesellschaft heutzutage im ganzen gegen die wirtschaftlichen Zufälligkeiten eines Jahres versichert, die ärmeren Klassen werden allerdings in schlechten Zeiten leiden und ihre Sterblichkeit wird wachsen, aber dieser Einfluss verschwindet meistens in der Gesamtbevölkerung. Anders würde es sich wohl gestalten, wenn man die wirklich notleidenden Klassen ausscheiden könnte. Ueberhaupt bedarf die ganze Frage nach dem Einfluss der teuren und billigen Zeiten einer viel tiefer gehenden Untersuchung, um gründlich und allseitig beleuchtet zu werden, als mit dem bisher vorliegenden Material vorgenommen werden kann.

Ein sehr interessantes Material hat vor kurzem B. Pokrovsky für Russland gesammelt.[1]) Man wird hier in vielen Richtungen den Einfluss der Teurungen beobachten können, doch darf man das Material nicht ohne Berücksichtigung der klimatischen Verhältnisse und der Epidemien, so insbesondere der Cholera, verwerten. Speziell werden die Sterblichkeitskoëffizienten für die einzelnen Provinzen 1888—96 mit den Ernten und den Kornpreisen zusammengehalten, es treten hier aber als störende Ursachen die Heerzüge der Cholera im Jahre 1892, das gleichzeitig für viele Gegenden ein Misswachsjahr war, auf. Zieht man für das ganze Reich nur die cholerafreien Jahre in Betracht, so wird man als Gesamtergebnis (mit allem Vorbehalt den störenden Ursachen gegenüber) eine grössere summarische Sterblichkeit bei hohen als bei niedrigen Preisen finden.

9. Aus verschiedenen Epochen stammen Beobachtungen über die Sterblichkeit in den einzelnen Stunden. Leider sind die Ergebnisse nicht so sicher wie für die Geburten, deren Minimalfrequenz auf den Nachmittag zu fallen scheint. Doch ist wohl eine periodische Bewegung der Funktionen des menschlichen Körpers unverkennbar: z. B. ein Maximum des Pulsschlages am Nachmittage; auch die Temperatur des Körpers ist nachmittags grösser als sonst, sowohl bei Gesunden wie bei Kranken. Gewisse Krankheiten scheinen eine bestimmte Periode zu haben, so die Epilepsie, die am häufigsten nachts auftritt[2]). Die meisten Erfahrungen in betreff der Todesstunde laufen darauf hinaus, dass die Todesfälle am häufigsten auf die Tagesstunden treffen. So verteilten sich 100 Todesfälle wie folgt:

		nach Quetelet	nach Hannover
12—6	vormittags	23	24
6—12	„	27	24
12—6	nachmittags	25	27
6—12	„	25	25

Die Beobachtungsreihen waren allerdings recht klein (5250 bezw. 4626 Fälle, der mittlere Fehler somit verhältnismässig gross) und andere stimmen auch nicht immer damit überein; unmöglich ist es wohl auch nicht, dass Verschiedenheiten des Materials und des Beobachtungsverfahrens eine Rolle spielen. Legoyt, welcher die Anzahl seiner Beobachtungen nicht mitgeteilt hat, aber selbst gesteht, dass dieselbe recht klein war, hat folgende Verteilung der Todesfälle gefunden[4]):

		in den Städten	auf dem Lande
12—6	vormittags	22	24
6—12	„	26	28
12—6	nachmittags	31	26
6—12	„	21	22

1) Influence des récoltes et des prix du blé sur le mouvement naturel de la population de la Russie. Bull. de l'Institut international de stat., XI, 1899.

2) Raseri, Les naissances et les décès suivant les heures de la journée. Bull. de l'Institut intern. de stat., XI, 1899; vgl. jedoch Boudin, De l'influence des saisons et des heures du jour sur les maladies de l'homme et sur divers genres de mort. Annales d'Hygiène, 2me série, XIII, 1860.

3) Hannover, Om Menneskets Dödstime (Statistiske Undersögelser, 1858).

4) De quelques particularités du mouvement de la population en France en 1853. Journal des Économistes, XIII, 1857.

Gemeinsam ist hier allerdings, dass die Tagesstunden die meisten Todesfälle aufweisen.

Nach Raseri teile ich endlich die folgenden Zahlen mit, die für Cremona 1866—80 gelten:

12—6	vormittags	6 382	also in Prozent	25
6—12	"	6 202	" " "	24
12—6	nachmittags	7 313	" " "	29
6—12	"	5 577	" " "	22
	Zusammen	25 474		

Auch nach diesen Beobachtungen verfügt die Tageszeit (hier speziell wieder der Nachmittag) über die meisten Todesfälle. Eine Betrachtung des mittleren Fehlers wird diese Zahlenreihe — falls sie sonst zuverlässig ist — recht vertrauenswert erscheinen lassen.

In der oben citierten Abhandlung hat Boudin auch eine wöchentliche Periode (für die Cholera) festzustellen gesucht, was ihm jedoch kaum gelungen ist[1]).

Müssig sind derartige Untersuchungen offenbar keineswegs, und wenn die tägliche periodische Bewegung der körperlichen Funktionen vollständig blossgelegt sein wird, werden die gewonnenen Ergebnisse wohl auch dazu beitragen, andere periodische Bewegungen zu verstehen. Aber noch ist das Beobachtungsmaterial zu lückenhaft, um tiefergehende Untersuchungen zu gestatten, und ganz naturgemäss nehmen zunächst näher liegende Untersuchungen die Kräfte der Statistiker in Anspruch, bis einmal die Entwickelung der Physiologie neue Anregung zu derartigen Forschungen geben wird.

---

1) Inbetreff der Krankmeldungen nach Wochentagen enthält Heym's Schrift über die Erfahrungen der Leipziger Gesellschaft bemerkenswerte Beobachtungen. Von 100 Anmeldungen fielen 8 auf den Sonntag, 55 auf die drei ersten Werktage und nur 37 auf die drei letzten. Ob dies, wie der Bericht andeutet, auf Sonntagsvergnügungen bei halbkrankem Körper, deren Folgen dann Erkrankungen in den ersten Tagen der Woche sind, zurückzuführen ist, muss dahingestellt bleiben.

Neuntes Kapitel.

Die Todtgeburten.

1. Die Litteratur über die Kindersterblichkeit ist eine sehr umfangreiche. Es mag dies teils eine Folge davon sein, dass dieser Gegenstand sich verhältnismässig leicht behandeln lässt, da man, wie wir gesehen haben, in der Regel nur der Geburten und Sterbefälle bedarf, um Sterblichkeitstafeln berechnen zu können, teils aber auch eine Folge des grossen Interesses, das sich im täglichen Leben an die betreffenden Fragen knüpft. Man vergegenwärtige sich nur, dass ein Drittel oder mehr aller Todesfälle in den ersten fünf Lebensjahren, also in einer sehr kurzen Strecke des menschlichen Lebens erfolgt, und man wird sofort nicht nur die ungeheure praktische Bedeutung einer Untersuchung der Kindersterblichkeit verstehen, sondern auch darüber klar werden, dass die Wirkung etwaiger hygienischer oder sozialer Ursachen hier ausserordentlich fühlbar sein muss, und dies um so mehr, als gewisse andere Ursachen vor der Hand ausser Spiel bleiben. Z. B. kann man von dem verwickelten Gebiet der professionellen Sterblichkeit gänzlich absehen.

Allerdings treten uns auch hier, wie überall in der Bevölkerungsstatistik, bedeutende Schwierigkeiten entgegen. Ich denke dabei nicht so sehr an die feineren Methoden, wie z. B. die Scheidung nach Geburtsjahrklassen u. dergl., denn häufig sind die wirkenden Ursachen so gewaltsam, dass die Korrekturen, welche aus jenen Methoden entstehen, verhältnismässig belanglos sind, und man sich daher öfters mit den älteren unvollkommenen Hilfsmitteln begnügen kann, sondern es entstehen vielerlei Schwierigkeiten aus dem häufig hervortretenden Mangel an genauen Nomenklaturen und Definitionen, aus unrichtigen Altersangaben und ungenauen Klasseneinteilungen u. s. w., wie schon in einem früheren Kapitel hinlänglich nachgewiesen worden ist.

Schon bei den Geburten treten uns die Schwierigkeiten entgegen. Einerseits ist die Grenze zwischen Abortus und Todtgeburt nicht leicht zu ziehen, selbst wo man eine bestimmte Woche der Schwangerschaft (in Preussen, Belgien und der Schweiz z. B. 26, in Dänemark 28 Wochen) als Grenze aufstellt, andererseits ist häufig schwer zu entscheiden, ob das Kind nach der Geburt gelebt hat oder nicht. In Dänemark fasst man jetzt als todtgeborenes Kind ein solches auf, welches ohne Lebenszeichen geboren wurde, aber vor 1860 registrierte man als Todtgeborene auch alle, die während der ersten 24 Stunden starben, und ähnliche Festsetzungen sind in vielen anderen Ländern getroffen worden. So hat man in Frankreich eine Anzeigefrist von drei Tagen für die Neugeborenen,

und Kinder, die vor der Eintragung verstorben sind (présentes sans vie), werden als todtgeborene aufgeführt. Eine ähnliche Ordnung gilt für Holland und Belgien, während in Spanien viele lebendgeborene Kinder, welche ungetauft sterben, als todtgeboren registriert werden. Umgekehrt glaubt man, dass in Oesterreich-Ungarn viele thatsächlich todtgeborene Kinder, wenn eine Nottaufe vorgenommen worden ist, als lebendgeboren verzeichnet werden. Möglicherweise ist auch in den Ländern, wo die Anzeigefrist verhältnismässig lang bemessen ist, eine Fehlerquelle vorhanden, indem Kinder, die vor der Anzeige sterben, bisweilen als todtgeboren aufgefasst werden, trotz einer vorliegenden unzweideutigen Definition der Todtgeburt. In Belgien beträgt die Frist wie in Frankreich drei Tage, in Italien fünf und in Preussen sieben. Immerhin darf man annehmen, dass genannte Fehlerquelle in den heutigen Zeiten belanglos ist, wenn nur sonst eine richtige Definition der Todtgeburt vorliegt.

Auch spielt es wahrscheinlich keine Rolle, ob man die Kinder, welche während der Geburt sterben, als todtgeboren registriert oder nicht, oder auch vielleicht hierfür gar keine Norm aufstellt. So hat man in Finnland und der Schweiz die Regel, dass ein Kind, welches zur Welt gekommen ist, ohne geatmet zu haben, als todtgeboren gilt, in Schweden und Norwegen, dass solche Kinder, die während der Geburt sterben, als todtgeboren aufgefasst werden. In gewissen Gebieten Deutschlands waren früher unter der Herrschaft des Code Napoléon ähnliche Regeln wie in Frankreich in Geltung, aber seit 1875 verfährt man hier nach einheitlichen Grundsätzen, und zwar sollen alle Kinder, welche nach der Geburt geatmet haben, als lebend geboren eingetragen werden, auch wenn sie vor der standesamtlichen Eintragung starben. Am radikalsten geht man in Grossbritannien und Irland vor, indem hier die Todtgeburten ganz ausser Betracht gelassen werden [1]).

2. Nach dem Angeführten darf es nicht wundernehmen, dass einerseits Länder wie Frankreich, Holland und Belgien eine verhältnismässig hohe Todtgeburtenfrequenz haben (4 bis 5 Proz. der Geborenen), andererseits Oesterreich-Ungarn eine niedrige (2 bis 3 Proz.), und dass die Fortschritte der Registratur in mehreren Ländern von einer Abnahme der Todtgeburtenhäufigkeit begleitet sind. Ohne Interesse wird jedoch kaum die folgende Zusammenstellung sein, die dem Bull. de l'Inst. intern., X, 1897, entlehnt ist.

Von 1000 Geburten waren 1893—94 Todtgeburten in:

Italien	40	Preussen	33
Frankreich	46	Oesterreich	29
Belgien	45	Ungarn	23
Niederlande	45	Dänemark	24
Schweiz	36	Norwegen	28
Württemberg	32	Schweden	26
Bayern	31	Finnland	28

Für Japan führt die offizielle Statistik eine sehr bedeutende Ziffer an (85 pro mille), gleichzeitig ist dort auch die Quote der Knabengeburten ungemein niedrig; das Material zu einer tieferen Untersuchung der Zahlen liegt mir jedoch nicht vor.

---

1) Vgl. Movimento della popolazione in alcuni Stati d'Europa e d'America im Bull. de l'Institut international de statistique, VII, 1894.

Der Einfluss der angegebenen Fehlerquellen wurde von J. Bertillon durch interessante Beobachtungen für Paris behandelt; so wurden für 1897 folgende Ergebnisse gewonnen[1]):

Von 100 als todtgeboren[2]) eingeschriebenen Kindern jeder Gruppe hatten vor dem Tode geatmet:

Alter des Fötus	eheliche	uneheliche
5—6 Monate	21	19
7 "	30	22
8 "	22	23
9 "	14	19

Die Gefahren für das Menschenleben heben nun schon mit der Empfängnis an. Von medizinischer Seite wird behauptet, dass der Abortus, d. h. die Beendigung der Schwangerschaft innerhalb der ersten 3—4 Schwangerschaftsmonate (indem man dann Geburten zwischen dem 5. bis 7. Lunarmonat als unzeitige, solche vom Ende des 7. bis zur Hälfte des 10. Schwangerschaftsmonats als frühzeitige Geburten bezeichnet) ungemein häufig sei. Jedenfalls soll der Abortus häufiger vorkommen, als man gemeinhin glaubt, weil er oft unerkannt verläuft, als profusere oder schmerzhaftere Menstruation, und noch öfters, weil er, absichtlich herbeigeführt, verschwiegen wird. Nach verschiedenen Angaben soll ein Abortus auf 3—10 rechtzeitige Geburten kommen[3]). Mehrgeschwängerte sollen häufiger als Erstgeschwängerte abortieren.

Meistens fallen die Aborten auf die ersten Wochen, weil dann die Eiteile noch zart sind und weniger widerstandsfähig gegen die verschiedenen Einflüsse, als später[4]). Aber auch in der späteren Schwangerschaft machen sich die Gefahren geltend. Man darf annehmen, dass ein nicht geringer Bruchteil der Geburten frühzeitige sind, was meist damit zusammenfällt, dass ihre Lebensfähigkeit eine minimale ist. Nur ausnahmsweise werden Kinder aus der 27. bis 29. Woche am Leben erhalten; erst mit der 30. bis 31. Woche der Schwangerschaft beginnt die Lebenswahrscheinlichkeit einigermassen merklich zu sein[5]).

Ueber die Häufigkeit dieser Frühgeburten schwanken die Ansichten. Nach verschiedenen ärztlichen Mitteilungen betragen die Frühgeburten zwischen 5 und 9 Proz. der Gesamtzahl der Geburten. Dies stimmt nicht übel mit den Ergebnissen der offiziellen Statistik überein. Eine Quelle zur Unsicherheit der Angaben liegt wohl darin, dass bald Todtgeburten mitgerechnet werden, bald nicht, dass bald Aborten eingeschlossen werden, bald nicht. In Paris wurden im Jahre 1897 unter Lebendgeburten etwa 4 Proz. Frühgeburten registriert, und zwar unter ehelichen etwa 3 Proz., unter unehelichen 5 Proz. Von 100 Todtgeborenen (und Aborten) waren nur 28 Föten, die 9 Monate alt waren, und zwar unter ehelichen 29, unter unehelichen 25. Fasst man Lebend- und Todtgeborene zusammen, so hat man dann 9 bis 10 Proz. Frühgeburten und Aborten (9 Proz. unter ehelichen, 12 Proz. unter unehelichen). Wenn man alle

1) Annuaire statistique de la Ville de Paris, Année 1897, Paris 1899. Vgl. auch Bertillon, Démographie (Encyclopédie d'hygiène et de médecine publique, I, 1890, p. 229).

2) „Embryons inclus"; die Altersbezeichnung ist nicht ganz durchsichtig.

3) Sogar noch höhere Verhältniszahlen werden angegeben. So die von Ph. Ehlers citierten Angaben, Die Sterblichkeit „im Kindbett" in Berlin und in Preussen 1877—1896. Stuttgart 1900, p. 40.

4) Vgl. Real-Encyklopädie der gesammten Heilkunde, 1885, I, p. 83—84.

5) Real-Encyklopädie, 1886, VII, p. 349—350.

Föten ausscheidet, die nicht 6 Monate alt waren, so erhält man 7 Proz. Frühgeburten (eheliche 6 Proz., aussereheliche 9 Proz.). Fragt man nach der Gefahr einer Todtgeburt, wenn die Geburt 2 bis 3 Monate, bezw. 1 Monat zu früh oder rechtzeitig eintrifft, so ergeben sich für 1897 die folgenden Zahlen (indem wir die unbestimmten Fälle ausser Betracht lassen und uns erinnern, dass die Zeitbestimmung nicht ganz klar ist):

Von 100 Geborenen waren todtgeboren:

Die Geburten fanden statt:	ehelich	unehelich	Zusammen
2—3 Monate zu früh	67	70	68
1 Monat „ „	31	29	30
rechtzeitig	3	3	3

Wie man sieht, ist die Gefahr der Todtgeburt bei rechtzeitigen Geburten verhältnismässig sehr klein. Zwischen ausserehelichen und ehelichen scheint hierin kein wesentlicher Unterschied zu herrschen. Wenn trotzdem, wie altbekannt und auch schon aus oben angeführten Thatsachen ersichtlich, die Ausserehelichen so häufig todtgeboren sind, so liegt dies also in einer ungünstigen Verteilung der frühzeitigen und rechtzeitigen Geburten. Unter 100 ehelichen Geburten (für welche das Alter des Fötus bekannt war und bei Ausschliessung der Aborten) erfolgen nämlich drei 2—3 Monate und drei 1 Monat zu früh, unter 100 ausserehelichen dagegen in jeder Kategorie etwa 5.

Einen wertvollen Beitrag zur Beantwortung dieser Fragen hat auch Raseri geliefert[1]). Von 1000 in Rom 1897—98 Lebendgeborenen wurden

im 6. Monat der Schwangerschaft	4	geboren
„ 7. „ „ „	19	„
„ 8. „ „ „	24	„

Dass aber die Gefahr der im 6. bis 8. Monat Geborenen, die Geburt nicht zu überleben, sehr gross ist, zeigt die Statistik des Krankenhauses San Giovanni betreffend 1926 Geburten. Von 100 Aborten und Todtgeburten traten ein

in den ersten 4 Monaten der Schwangerschaft	41
im 5. Monat „ „	10
„ 6. „ „ „	8
„ 7. „ „ „	8
„ 8. „ „ „	16
„ 9. „ „ „	17

Raseri meint übrigens, dass die Zahl für die ersten 4 Monate auf Kosten der übrigen Verhältniszahlen etwas zu erhöhen ist. Falls man annehmen darf, dass die beiden Beobachtungsreihen einigermassen vergleichbar sind, wird man offenbar schliessen können, dass die Gefahr eines frühgeborenen Kindes, vor der Geburt zu sterben, mit der Nummer des Schwangerschaftsmonats ausserordentlich abnimmt.

Zu einer etwas kleineren Verhältniszahl der Frühgeburten, als Bertillon fand, gelangte Ditzel in seiner Bearbeitung von ca. 39 000 Geburten in Dänemark. Unter diesen wurden 1687, also etwas über 4 Proz., von den Hebammen als frühzeitig geboren bezeichnet[2]); nach Ditzel's späteren Untersuchungen waren von 112 todtgeborenen frühzeitigen Kindern 32 2 bis 4 Wochen vor der Zeit geboren, 26 5 bis 7, und 33 8 bis 10

1) La mortalità nei vari stadi della vita. Bull. de l'Inst. intern. de statistique, XI, 1899.

2) Ditzel, Statistiske Oplysninger om ca. 39 000 Födsler. Kjöbenhavn 1882. Vgl. von demselben Autor: Födselsstatistik for Danmark udenfor Kjöbenhavn for 1882. Kjöbenhavn 1884.

Wochen, während 5 über 10 Wochen zu früh geboren waren (für 16 lagen keine Auskünfte vor). Diese Erhebungen stehen ganz gut mit der Behauptung in Einklang, dass der Fötus gegen Ende der Schwangerschaft grösseren Gefahren ausgesetzt ist, als in deren Mitte.

Für Aborten und Todtgeburten zusammen berechnet Bertillon die untenstehenden Zahlen, wobei er jedoch selbst auf die Lückenhaftigkeit der Beobachtungen mit Rücksicht auf die erste Zeit der Schwangerschaft aufmerksam macht[1]).

Häufigkeit der Aborten und Todtgeburten in Paris 1886—90 für 1000 Schwangerschaften in jeder Kategorie:

Periode der Schwangerschaft	
0—4. Monat	3,5
5. „	5,9
6. „	10,5
7. „	13,9
8. „	10,9
9. „	25,4
ganze Schwangerschaft	68,3

Für die erste Zeit der Schwangerschaft sind die Auskünfte, wie hervorgehoben, nicht massgebend; die neueren Beobachtungen für Paris deuten denn auch auf eine wesentlich grössere Gefahr hin. Uebrigens dürften die Zahlen auf die verhältnismässig grosse Gefahr in der letzten Zeit der Schwangerschaft schliessen lassen. Ein partielles Maximum fällt auf den siebenten Monat. Zur Erklärung der Todtgeburt kann ferner nach Ditzel's Untersuchungen betreffend 39 000 Geburten angeführt werden, dass von den 1687 frühzeitig Geborenen wenigstens 617 vor der Geburt oder in den ersten 24 Stunden starben, von den rechtzeitig Geborenen 1226. Mit anderen Worten: es starben unter frühzeitigen 37 Proz., unter rechtzeitigen nur 3 Proz. Betrachtet man ferner die rechtzeitig Geborenen für sich allein, so wird man finden, dass von 1000 in normaler Lage des Körpers Geborenen nur 18 starben, von 1000 in anderer Lage nicht weniger als 242.

Unter 1000 rechtzeitig Geborenen, bei welchen die Geburt ohne künstlichen Eingriff vor sich ging, starben nur 15, während bei 1000 künstlichen Geburten 300 starben. Ein grosser Teil der Todtgeborenen oder kurz nach der Geburt Verstorbenen bestand also aus frühzeitig Geborenen, und von den übrigen hatten verhältnismässig viele eine anormale Lage des Körpers oder wurden künstlich zur Welt gebracht. Von 903 im Jahre 1882 geborenen Kindern, welche eine natürliche Geburt hatten und entweder todtgeboren wurden oder in den ersten 24 Stunden starben, waren 443 oder fast die Hälfte schon mit Zeichen der Verwesung geboren, darunter 212 frühzeitige. Von den übrigen 460 waren, wie oben erwähnt, 112 frühzeitige.

Nach Treichler waren im Kanton Zürich 1886—90 unter 42 120 Geborenen 2012 todtgeboren und von diesen wieder 596 frühzeitige[2]). Diese Zahlen stimmen nicht übel mit Ditzels Erfahrungen überein.

---

1) Cours élémentaire de statistique administrative. Paris 1896, p. 493, vgl. Démographie, p. 228, vgl. auch die Annuaires statistiques de la Ville de Paris mit neueren Beobachtungen.

2) Statistische Untersuchungen über den Einfluss des Altersverhältnisses der Eltern und der Geburtenfolge auf die Häufigkeit der Totgeburten im Kanton Zürich. Zeitschr. für Schweiz. Stat. 31, 1895.

3. Interessante Beobachtungen mit Rücksicht auf den Einfluss des Alters der Mutter und der Geburtsfolge auf die Häufigkeit der Todtgeburten liegen für Berlin vor. Im folgenden gebe ich die Ergebnisse einer Bearbeitung der bezüglichen Zahlen für 1893—97 wieder.

Von 100 ehelich Geborenen jeder Kategorie waren in Berlin 1893—97 Todtgeborene [1]):

Alter der Mutter		Nummer der Geburt	
unter 20 J.	1,7	1	3,0
20—25	2,2	2	2,3
25—30	2,5	3	2,2
30—35	2,9	4— 5	2,6
35—40	3,6	6— 7	3,1
40—55	4,7	8—10	3,8
45 und darüber	6,8	10 und darüber	5,0
zusammen	3,0	zusammen	3,0

Wie man sieht, nimmt die Gefahr der Todtgeburt stetig mit dem Alter der Mutter zu, und eine ähnliche Reihe kann man von der dritten Geburtsnummer an wahrnehmen, dagegen sind Todtgeburten bei der ersten Geburt viel häufiger als bei den nächstfolgenden.

Es entsteht nun aber die Frage, welche Rolle das Alter der Mutter und die Geburtsfolge je für sich allein spielen. Je höher die Geburtsnummer ist, desto höher wird auch das Durchschnittsalter der Mutter sein, und man weiss folglich nicht, welcher von beiden Ursachen die zunehmende Gefahr der Todtgeburt zuzuschreiben ist.

Nun sind in der Berliner Statistik wohl die Geburten überhaupt, aber nicht die Todtgeburten gleichzeitig nach Alter der Mutter und Geburtenfolge auseinandergezogen. Deshalb bin ich, um den Einfluss der Geburtenfolge auszuschalten, in der Weise verfahren, dass ich für jede Altersklasse budgetierte, wie viele Todtgeburten zu erwarten wären, wenn unter den auf sie fallenden Geborenen der einzelnen Geburtsnummern die bekannten Todtgeburten-Frequenzen herrschten, und dann die so gefundenen erwartungsmässigen Zahlen mit den thatsächlichen verglich.

Ich fand so z. B., dass bei 20—24jährigen Müttern 1262 erwartungsmässige 1007 beobachteten Todtgeburten gegenüberstanden, so dass also die faktische Sterblichkeit nur 80 Proz. der erwartungsmässigen ausmachte. Aehnlich bei Ausschaltung der Wirkung des Alters. Bei diesen Berechnungen wurden übrigens etwas detailliertere Zahlen als die oben angeführten verwertet. Das Weitere wird nun aus der nachstehenden Zusammenstellung erhellen:

Auf 100 zu erwartende Todesfälle kamen thatsächliche nach Elimination der Wirkung

	der Geburtenfolge		des Alters
Mutter unter 20 J.	61	erste Geburt	122
20—24	80	zweite „	90
25—29	94	dritte „	82
30—34	102	4.—5. „	90
35—39	114	6.—7. „	94
40—44	128	8.—9. „	107
45 und darüber	165	10. und darüber	126

1) Die Fälle ohne genauere Angabe des Alters oder der Geburtsnummer sind hier unberücksichtigt geblieben; nur in der Hauptsumme sind sie mitgerechnet worden.

Nach dieser Elimination der konkurrierenden Ursache ist die Bewegung der Zahlen, wie man sieht, weniger stark, aber dennoch sehr deutlich, und namentlich zeigt sich, dass die dritte Geburt bleibend die beste Prognose hat, dass die zweite ungefähr der 4. bis 5. entspricht und die erste etwa derselben Gefahr des Misslingens unterliegt wie die Geburten, welchen schon wenigstens neun andere voraufgegangen sind. Eliminiert man die Geburtenfolge, so ergiebt sich, dass die jüngsten Mütter die besten Aussichten haben, ein lebendes Kind zu gebären; für das Alter 40—45 ist die Gefahr der Todtgeburt doppelt so gross, und noch grösser für über 45 Jahre. Doch sind für diese letzte Gruppe die Beobachtungen wenig zahlreich. Die Anzahl der Todtgeburten von 45—50jährigen Müttern betrug nur 45, von 50jährigen oder älteren 9, neben den erwartungsmässigen Zahlen 31,2 und 1,6.

Diese Beobachtungen finden teilweise eine Bestätigung durch ein englisches Beobachtungsmaterial, welches mir von der Lebensversicherungsgesellschaft National Life Assurance Society zur Verfügung gestellt wurde[1]. Im ganzen lagen 469 Todtgeburten vor, und die Beobachtungsreihe ist somit nichts weniger als umfangreich. Eine Elimination der Wirkung der Geburtsnummer ergiebt folgendes Resultat:

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der Todtgeburten nach Erfahrung	Berechnung
15—20	4	9
20—24	99	92
25—29	107	135
30—34	119	120
35—39	88	76
40—	52	37

Klein wie die Zahlen sind, scheinen sie sich recht gut der oben gefundenen Stufenfolge anpassen zu lassen, wenigstens für die Altersklassen über 30 Jahre und für die ganz jungen Mütter.

Zu ähnlichen Schlüssen gelangt Treichler in seiner oben citierten Abhandlung, welcher ich die nachstehenden Zahlen entnehme.

Auf 100 eheliche Geburten in jeder Kategorie kamen Todtgeburten:

Alter der Mutter (Jahre)	1. Geburt	2. bis 4. Geburt	5. bis 9. Geburt
20—30	4,5	3,2	3,1
30—40	8,4	4,6	5,4
40 und mehr	20,0	7,2	9,6

Leider liegen die absoluten Zahlen nicht in allen Unterabteilungen vor; wie man sieht, weisen auch hier nach Elimination des Alters, die 2. bis 4. Geburten eine verhältnismässig kleine Todtgeburtenfrequenz auf, und die erste Geburt ist am meisten dem Risiko einer Todtgeburt ausgesetzt gewesen. Bei gleichbleibender Stufe in der Geburtenfolge nimmt ferner die Häufigkeit mit dem Alter der Mutter zu.

In Paris war bei Todtgeburten und Aborten die Prozentzahl der Primiparae 1897 folgende:

Schwangerschaftsmonat	ehelich	unehelich	Zusammen
0.—4.	21	50	28
5.	32	57	41
6.	41	55	46
7.	42	57	47
8.	41	62	48
9.	41	55	45

1) Ueber den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit. Assekuranz-Jahrbuch, XVI, 1895.

Wie es scheint, sind die Primiparae in der ersten Zeit der Schwangerschaft weniger einer Unterbrechung derselben ausgesetzt als späterhin.

Weiter kann man aus Treichler's Tafeln die folgenden Zahlen ableiten:

Von 100 Geburten waren zugleich Todt- und Frühgeburten bei:

Alter der Mutter (Jahre)	1. Geburt	2. bis 4. Geburt	5. bis 9. Geburt
20—30	12	14	14
30—40	18	14	14
40 und mehr	38	18	21

Falls die Zahlen umfassend genug sind, scheinen sie darauf zu deuten, dass die Todtgeburt infolge einer Frühgeburt häufiger bei älteren Müttern eintrifft als bei jüngeren, namentlich bei Erstgeburten.

Viel schwieriger ist es, den Einfluss des Alters des Vaters zu bestimmen. Es liegen allerdings verschiedene Beobachtungen vor, so z. B. von Raseri für Rom [1]), und von Treichler für Zürich. Sie dürften aber in der Hauptsache nur als Anregung zur Vertiefung in diese Frage Bedeutung haben. Nach unserem sonstigen Wissen über den Einfluss der Vererbung lässt sich erwarten, dass die Wirkung der verschiedenen Altersverteilung der Väter nicht gross ist. Derartige Untersuchungen stossen auf die nicht geringe Schwierigkeit, dass das Alter der Väter bis zu einem gewissen Grade demjenigen der Mütter parallel geht; und da der Einfluss des letzteren sehr bedeutend ist, so ist eine gleichzeitige Unterscheidung nach dem Alter des Vaters und der Mutter unentbehrlich, und dies neben einer solchen nach der Geburtenfolge; dadurch wird aber das Beobachtungsmaterial leicht allzusehr zersplittert.

Um einen kleinen Beitrag zur Beleuchtung der vorliegenden Frage zu liefern, habe ich die Pariser Statistik für 1897 bearbeitet. Allerdings begegnet man auch hier bedeutenden Schwierigkeiten. Einmal ist eine beträchtliche Anzahl von Fällen unaufgeklärt, und wenn man sich dann auf die vollständigen Beobachtungen beschränkt, werden die Ergebnisse offenbar etwas unsicher. Ferner liegt wohl eine weitgehende Altersunterscheidung der Väter und Mütter der ehelichen Kinder vor, aber die Geburtenfolge ist nicht berücksichtigt. Letzterer Mangel kann jedoch bis zu einem gewissen Grade durch die Auskünfte betreffend die Dauer der Ehe ausgeglichen werden. Nur sind die Angaben hier für die Todt- und für die Lebendgeborenen nicht vollständig homogen, indem die Todtgeborenen ein Rubrum haben für Ehen, welche weniger als ein Jahr dauerten, während für die Lebendgeborenen die Einteilung „Einjährige Dauer“, „Zweijährige“ u. s. w. besteht. Uebrigens ist es ganz natürlich, dass Ehen, die nur wenige Monate dauerten, auch nur wenige Lebendgeburten, dagegen eine ganze Anzahl Aborten zu verzeichnen haben. Ich habe dieses erste Jahr mit dem zweiten zusammengefasst; wahrscheinlich giebt es recht zahlreiche Grenzfälle, die einige Unsicherheit mit sich führen; da diese Unsicherheit jedoch für alle Altersgruppen gilt, ist zu hoffen, dass dieselbe die Vergleichbarkeit der Zahlen nicht aufhebt. Wahrscheinlich umfasst die Statistik nicht wenige Fälle, wo das Kind thatsächlich lebend geboren wurde, aber kurz nach der Geburt starb, und da auch Aborten eingeschlossen sind, wird es nicht wundernehmen, wenn die Todtgeburtenfrequenz sehr gross ist.

1) Les naissances en rapport avec l'âge des parents. Bull. intern. de stat., X, 1897.

Ich finde nun für Ehen bis zu 2jähriger Dauer eine Todtgeburtenfrequenz gleich 11,0 Proz., für solche von 2—4jähriger 5,9 Proz., von 5—9jähriger 10,6 Proz., von 10—14jähriger 12,2 Proz. und für solche von 15. und mehrjähriger 16,1 Proz. Diese Zahlenreihe entpricht sehr gut den Beobachtungen betreffend die Wirkung der Geburtenfolge. Berechnet man nun, ohne die Dauer der Ehe und das Alter der Mutter zu eliminieren, die Wirkung des Alters des Vaters, so ergiebt sich folgende Zahlenreihe:

Wenn der Vater unter 30 Jahre alt war	8,1	Proz. Todtgeburten
" " " 30—40 " " "	9,2	" "
" " " 40—50 " " "	12,1	" "
" " " über 50 " " "	11,3	" "

Man würde also hiernach geneigt sein zu schliessen, dass die jungen Väter die lebensfähigste Nachkommenschaft zeugten. Zergliedert man aber nun das Material nach der Dauer der Ehe und dem Alter der Mutter, berechnet für jede Unterabteilung die Todtgeburtenfrequenz, und ermittelt dann die erwartungsmässige Anzahl der Todtgeburten für jede Atltersgruppe der Väter, so ergiebt sich eine Skala, die der obigen sehr nahe kommt, nämlich für Väter im Alter von

unter 30 Jahren . . .	8,3	Proz.
30—40 " . . .	9,0	"
40—50 " . . .	12,1	"
50 Jahren und darüber	14,0	"

Die Abweichungen bleiben durchaus innerhalb des durch die Wahrscheinlichkeitsrechnung gelassenen Spielraums (die erwartungsmässige Zahl in der letzten Gruppe ist nur 94 und gestattet also eine verhältnismässig grosse Abweichung). Wenn man ohne Rücksicht auf diesen Spielraum schliessen könnte, würde man versucht sein zu glauben, dass die alten Väter verhältnismässig gesunde Kinder zeugen, weil einem erwarteten Prozentsatz von 14 ein thatsächlicher von nur 11 gegenübersteht. Aller Wahrscheinlichkeit nach ist aber die Wirkung des Alters des Vaters gegenüber derjenigen der Geburtenfolge und des Alters der Mutter eine recht verschwindende, und die hier angeführten Zahlen bringen keinen Beweis für das Gegenteil.

4. Um nun zur Frage nach dem Einfluss der Geburtenfolge und des Alters der Mutter zurückzukehren, habe ich die Beobachtungen in Ditzel's erster Abhandlung auf ähnliche Weise wie die Berliner Statistik bearbeitet, indem ich es unternahm, bei der Untersuchung der Wirkung der Geburtsnummer den Einfluss des Alters zu eliminieren, und umgekehrt. Die gebärenden Mütter sind nämlich nach beiden Richtungen geordnet, aber die Todtgeburten oder anderen Ereignisse bei der Geburt nur nach einer Richtung hin. Dass nicht die Geborenen, sondern die Mütter nach Alter und Geburtenfolge unterschieden sind, spielt nur eine ganz untergeordnete Rolle, da die Zahl der Mehrlingsgeburten ja sehr klein ist.

Beginnen wir mit den Frühgeburten, indem wir vorerst nach der Häufigkeit dieser Geburten fragen.

(Siehe Tabelle p. 337.)

Die jüngsten und die ältesten Mütter unterliegen also nach diesen Erfahrungen am meisten der Gefahr frühzeitig zu gebären, und eine solche erhöhte Gefahr tritt auch bei der ersten und bei den späten Ge-

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der Frühgeburten Absolut	Anzahl der Frühgeburten in Proz. der Gebärenden	Nummer der Geburt	Anzahl der Frühgeburten Absolut	Anzahl der Frühgeburten in Proz. der Gebärenden
unter 20	48	9,2	1	504	6,3
20—24	336	5,8	2—3	477	3,7
25—29	380	3,7	4—5	318	3,6
30—34	384	3,9	6—7	201	3,8
35—39	330	4,4	8—10	132	4,5
40 u. darüb.	193	4,6	11 u. darüb.	46	8,1
nicht angegeb.	16	—	nicht angegeb.	9	—
Zusammen	1687	4,4	Zusammen	1687	4,4

burten hervor. Indem ich nun aber, wie oben beschrieben, verfahre, allerdings unter Benutzung etwas detaillierterer Zahlen, erhalte ich die folgenden Ergebnisse über den Einfluss des Alters nach Elimination der Geburtenfolge.

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der Frühgeburten nach Beobachtung	Anzahl der Frühgeburten nach Erwartung	Auf 100 erwartungsmässige Frühgeburten kamen beobachtete
unter 20	48	31,7 }	114
20—24	336	305,6 }	
25—29	380	451,2	84
30—34	384	397,9	97
35—39	330	308,2	107
40—45	169	160,3 }	106
45 u. darüb.	24	21,6 }	
nicht angegeb.	16	10,5	—
Zusammen	1687	1687	

Die jungen Mütter zeigen also bleibend eine grössere Gefahr, ein nicht voll entwickeltes Kind zu gebären, als die reiferen; das günstigste Alter in dieser Beziehung war 25—29 Jahre, nachher steigt die Gefahr wieder.

Eliminiert man das Alter der Mutter, so ergeben sich folgende Zahlen:

Geburts-Nummer	Anzahl der Frühgeburten nach Beobachtung	Anzahl der Frühgeburten nach Erwartung	Auf 100 zu erwartende Frühgeburten kamen beobachtete
1	504	398,5	126
2—3	477	541,0	88
4—5	318	358,4	89
6—7	201	222,7	90
8 u. darüb.	178	156,5	114
unbekannt	9	9,9	—
Zusammen	1687	1687	—

Für die erste Geburt besteht also auch nach dieser Bearbeitung eine schlechte Prognose den folgenden Geburten gegenüber, bis wiederum bei den späteren Geburten eine Reaktion eintritt. Doch ist die Bewegung der Zahlen nach Elimination des Alters der Mutter, wie auch zu erwarten war, bei weitem nicht so stark wie vor dieser.

Nach diesen Ergebnissen lässt sich wohl behaupten, dass eine jugendliche Mutter, besonders bei der ersten Geburt, eine verhältnismässig grosse Wahrscheinlichkeit der Frühgeburt hat, auch eine ältere Mutter, die oft niedergekommen ist, dürfte einer grossen Frühgeburtsgefahr unterliegen; leider kann man mittels der beschriebenen Methode die Untersuchung nicht vollständig durchführen, und es ist sehr zu wünschen, dass die Medizinalstatistiker die Frage zu erneuter Behandlung aufnehmen möchten.

Geht man nun zu den rechtzeitig geborenen Kindern über, so lässt sich vorerst folgende Tafel für die in nicht normaler Körperlage Geborenen aufstellen.

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der in nicht normaler Körperlage Geborenen		Nummer der Geburt	Anzahl der in nicht normaler Körperlage Geborenen	
	absolut	in Proz. der Gebärenden		absolut	in Proz. der Gebärenden
unter 20	11	2,10	1	207	2,60
20—24	134	2,31	2	166	2,41
25—29	273	2,65	3	191	3,24
30—34	387	3,91	4—5	345	3,94
35—39	354	4,69	6—7	270	5,17
40—44	199	5,39	8—9	141	5,90
45 u. darüb.	33	6,96	10—11	39	4,69
unbekannt	5	—	12 u. darüb.	34	11,72
			unbekannt	3	—
Zusammen	1396	3,63	Zusammen	1396	3,63

Wie bei den Frühgeburten, steigt die Wahrscheinlichkeit einer anormalen Körperlage mit dem Alter der Mutter, und von einem gewissen Punkte an auch mit der Geburtsnummer; für die erste Geburt beobachtet man eine etwas grössere Häufigkeit als für die zweite, aber der Unterschied ist bei weitem nicht so gross, wie bei den Frühgeburten, ja könnte ohne grosse Schwierigkeit als zufälliger erklärt werden.

Auch hier lässt sich nun sowohl die Wirkung der Geburtsnummer als diejenige des Alters der Mutter eliminieren.

Rechtzeitig Geborene nach Elimination der Geburtsnummer.

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der Kinder mit anormaler Körperlage nach		Auf 100 erwartungsmässige Fälle kamen beobachtete
	Beobachtung	Erwartung	
unter 20	11	13,5 }	87
20—24	134	152,5 }	
25—29	273	308,7	88
30—34	387	364,5	106
35—39	354	333,8	106
40—44	199	188,8 }	108
45 u. darüb.	33	25,7 }	
unbekannt	5	8,5	—
Zusammen	1396	1396	

Die Gefahr steigt also langsam mit dem Alter der Gebärenden. Etwas stärker ist die Bewegung nach der Geburtsnummer, wie aus folgender Tafel hervorgeht:

Rechtzeitig Geborene nach Elimination des Alters:

Geburts-nummer	Anzahl der Kinder mit anormaler Körperlage nach		Auf 100 erwartete Fälle kamen beobachtete
	Beobachtung	Erwartung	
1	207	218,0	95
2	166	208,7	80
3	191	200,5	95
4—5	345	346,7	100
6—7	270	236,8	114
8—9	141	118,3	120
10—11	39	43,7	
12 u. darüber	34	15,6	
unbekannt	3	7,7	—
Zusammen	1396	1396	—

Klarer wird man die Progression nach Alter und Geburtenfolge aus nachstehender kleinen Zusammenstellung ersehen.

Auf 100 gebärende Mütter kamen rechtzeitig geborene Kinder mit anormaler Körperlage

Geburtsnummer	unter 25 J.	25—34 J.	35 J. u. darüber
1	2,6	2,4	4
2	2,0	2,2	5,0
3	—	3,3	4,2
4—5	—	3,9	4,0
6—7	—	5,0	5,3
8 u. dar.	—	6	6,1

Die Zahlen sind allerdings etwas schwankend, deuten jedoch unzweifelhaft auf eine mit dem Alter und z. T. mit der Geburtsnummer steigende Gefahr.

Bei normaler Körperlage kam Vorfall der Nabelschnur nur bei 216, d. h. nur 0,6 Proz. der betreffenden Geburten vor; anderenfalls dagegen bei 161 oder 12 Proz. der entsprechenden Geburten. Von diesen 377 Geborenen starben 243 oder etwa $\frac{2}{3}$. Das Nähere wird aus der folgenden Zusammenstellung erhellen:

Häufigkeit des Vorfalls der Nabelschnur unter rechtzeitig Geborenen bei

Alter der Mutter (Jahre)	Normaler Körperlage		Nicht normaler Körperlage	
	absolut	in Proz. der Geburten	absolut	in Proz. der Geburten
unter 25	15	0,3	10	7
25—29	37	0,4	19	7
30—39	111	0,7	101	14
40 u. dar.	50	1,4	31	13
unbekannt	3	—	—	—
Geburts-nummer				
1	23	0,3	15	7
2—4	85	0,5	60	11
5—7	72	0,9	56	13
8 u. darüber	34	1,1	30	14
unbekannt	2	—	—	—
Zusammen	216	0,6	161	12

Wie man sieht, nimmt die Gefahr mit der Geburtsnummer und dem Alter zu. Die Zahlen sind übrigens so klein, dass von einer weiteren Vertiefung in die Frage besser abgesehen wird.

Unter den künstlichen Geburten nehmen die Zangengeburten eine hervorragende Stellung ein. Es liegt diesbezüglich eine detailliertere Teilung der Beobachtungen vor, indem die Erstgeburten gesondert behandelt sind.

Alter der Mutter (Jahre)	Erste Geburt		Spätere Geburten	
	absolut	in Proz. der Gebärenden	absolut	in Proz. der Gebärenden
unter 20	7	3	—	0,2
20—25	100		5	
25—29	141	5	50	0,7
30—34	103	10	66	0,7
35—39	49	16	76	1,1
40 u. dar.	18	22	62	1,5
unangegeben	1	—	—	—
Zusammen	419	5	259	0,8

Wie man sieht, ist die Häufigkeit der Zangenoperation am grössten bei der ersten Geburt; sie steigt schnell mit dem Alter der Mutter. Wegen der verschiedenen Altersbesetzung wird man übrigens zu ganz irreführenden Ergebnissen gelangen, wenn man alle Geburten zusammenfasst; die älteren Mütter haben allerdings eine grössere Wahrscheinlichkeit der Zangengeburt, aber da sie weniger häufig erstgebärend sind, wird die Wirkung des Alters neutralisiert; man hat in den fünf Altersklassen 1,8 Proz., bezw. 1,9, 1,7, 1,7 und 1,9, also eine fast konstante Häufigkeit. Diese Zahlen zeigen deutlich, wie vorsichtig man auf diesem Felde arbeiten muss, um Fehlschlüsse zu vermeiden. Es empfiehlt sich daher, auch bei den späteren Geburten die Geburtenfolge thunlichst zu eliminieren. Geschieht dies, so wird man die folgenden Zahlen erhalten.

Einfluss des Alters der Mutter nach Elimination der Geburtenfolge (Erstgeburten ausgeschlossen).

Alter der Mutter (Jahre)	Zangenoperationen nach	
	Beobachtung	Erwartung
unter 25	5	19,5
25—30	50	62,4
30—34	66	73,6
35—39	76	63,2
40 u. darüber	62	38,7
unbekannt	—	1,6
Zusammen	259	259,0

Nach diesen Erfahrungen scheint das Alter der Mutter auch bei den späteren Geburten eine grosse Rolle zu spielen. Mit vorrückendem Alter wird die Wahrscheinlichkeit einer Zangengeburt immer grösser. Eliminiert man das Alter der Mutter, so ergiebt sich für die Geburtenfolge:

Geburts-nummer	Zangenoperationen nach	
	Beobachtung	Erwartung
2—4	145	124,2
5—7	74	89,3
8 u. darüber	40	45,5
Zusammen	259	259

Man wird wohl geneigt sein, diese Zahlen dahin zu deuten, dass bei gleichem Alter die ersten Geburten mehr der Gefahr unterliegen, durch die Zange bewerkstellig werden zu müssen, als die späteren. Wo man aber das Alter nicht berücksichtigen kann, wird diese Wirkung mehr als neutralisiert durch die entgegengesetzte Bewegung wegen des Alters der Mutter, indem das Durchschnittsalter mit der Geburtsnummer zunimmt.

Es verdient übrigens hervorgehoben zu werden, dass die Todtgeburten bei Zangenoperationen der ersten Geburten seltener waren, als bei solchen der späteren (14 Proz. bezw. 27 Proz.), aber dennoch ist auch bei Erstgeburten das Risiko der Todtgeburt im Falle der Zangenoperation sehr gross.

Viel grösser war freilich die Gefahr, wenn eine Wendung des Körpers vorgenommen wurde. Von 841 unter diesen Umständen geborenen Kindern starben nicht weniger als 442, also über die Hälfte.

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der Wendungen		Nummer der Geburt	Anzahl der Wendungen	
	absolut	in Proz. der Gebärenden		absolut	in Proz. der Gebärenden
unter 20	3	0,8	1	74	0,9
20—24	45		2—3	210	1,6
25—29	126	1,2	4—5	219	2,5
30—34	258	2,6	6—7	187	3,6
35—39	238	3,2	8—9	89	3,7
40—44	144	4,0	10—11	39	4,7
45 u. dar.	23	5	12 u. dar.	18	6
unbekannt	4	—	unbekannt	5	—
Zusammen	841	2,2	Zusammen	841	2,2

Die Wahrscheinlichkeit der Wendung ist also in beiden Reihen eine zunehmende. Versucht man das Alter der Mutter und die Geburtenfolge zu eliminieren, so gelangt man zu folgenden Zahlen:

(Siehe Tabelle p. 342.)

Man wird wohl nicht umhin können, aus diesen Zahlen zu schliessen, dass bei gleichem Alter die ersten Geburten die beste Aussicht haben, ohne Wendung vorgenommen zu werden, bei gleicher Geburtsnummer die Geburten der jüngeren Mütter.

Alter der Mutter (Jahre)	Elimination der Geburtenfolge Anzahl der Wendungen nach		Nummer der Geburt	Elimination des Alters Anzahl der Wendungen nach	
	Beobachtung	Erwartung		Beobachtung	Erwartung
unter 20	3	5,2	1	74	100,8
20—24	45	71,9	2—3	210	227,8
25—29	126	171,8	4—5	219	223,0
30—34	258	223,8	6—7	187	160,5
35—39	238	218,0	8—9	89	82,2
40—44	144	126,9	10—11	39	30,7
45 u. darüb.	23	17,8	12 u. darüb.	18	11,0
unbekannt	4	5,6	unbekannt	5	5,0
Zusammen	841	841,0	Zusammen	841	841,0

Fasst man schliesslich alle künstlichen Geburten zusammen, so ergeben sich die folgenden Zahlen:

Alter der Mutter (Jahre)	Künstliche Geburten		Nummer der Geburt	Künstliche Geburten	
	absolut	in Proz. der Gebärenden		absolut	in Proz. der Gebärenden
unter 20	16	3,0	1	734	9,2
20—24	282	4,9	2—3	637	5,0
25—29	569	5,5	4—5	515	5,9
30—34	716	7,2	6—7	420	8,0
35—39	635	8,4	8—9	226	9,5
40—44	385	10,4	10—11	86	10,3
45 u. darüb.	56	12,0	12 u. darüb.	44	15,0
unbekannt	10	—	unbekannt	7	—
Zusammen	2669	6,9	Zusammen	2669	6,9

Hieraus folgt also, dass für die erste Geburt die Gefahr des künstlichen Vollzugs sehr gross ist, erst die 8. bis 9. Geburten weisen wieder eine ähnliche Gefahr auf; dagegen wächst mit dem Alter der Mutter die Wahrscheinlichkeit der künstlichen Geburt. Trennt man aber beide Momente, so findet man folgende Zahlen:

Nach Elimination der Geburtenfolge.

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der künstlichen Geburten nach		Auf 100 zu erwartende kamen beobachtete künstliche Geburten
	Beobachtung	Erwartung	
15—19	16	45,9	62
20—24	282	435,8	
25—29	569	649,3	88
30—34	716	628,8	88
35—39	635	544,3	86
40—44	385	306,5	126
45 u. darüber	56	42,8	
unbekannt	10	15,6	—
Zusammen	2669	2669	—

Nach Elimination des Alters der Mutter.

Geburts-nummer	Anzahl der künstlichen Geburten nach Beobachtung	Anzahl der künstlichen Geburten nach Erwartung	Auf 100 zu erwartende kamen beobachtete künstliche Geburten
1	734	435,7	168
2—3	637	801,3	79
4—5	515	650,6	79
6—7	420	437,9	96
8—9	226	219,3	103
10—11	86	80,8 }	119
12 u. darüber	44	28,9 }	
unbekannt	7	14,5	—
Zusammen	2669	2669	—

Unter sonst gleichen Umständen sind die jungen Mütter also am wenigsten der Gefahr ausgesetzt, künstlich zu gebären; die erste Geburt hat etwa ein doppelt so grosses Risiko, künstlich zu verlaufen, wie die 2.—5., aber bei späteren Geburten steigt wieder die Gefahr. Man sieht bei Vergleichung dieser Zahlen mit den obigen, welche ohne Ausschaltung der parallelen Ursachen gefunden waren, dass die starke Zunahme der Prozentzahlen der letzten Reihen nach der Elimination stark ausgeglichen erscheint, wenngleich das Gepräge sonst einigermassen unverändert bleibt.

Ditzel's Beobachtungen gestatten ferner eine Bearbeitung der Todtgeburten (inkl. Sterbefälle in den ersten 24 Stunden) bei rechtzeitig Geborenen, mit Weglassung solcher, die längere Zeit vor der Geburt starben.

Todtgeborene rechtzeitige Kinder:

Alter der Mutter (Jahre)	Absolut	In Proz. der Gebärenden	Geburts-Nummer	Absolut	In Proz. der Gebärenden
unter 20	6 }	1,5	1	217	2,7
20—24	86 }		2	135	2,0
25—29	195	1,9	3	132	2,2
30—34	289	2,9	4—5	236	2,7
35—39	285	3,8	6—7	191	3,7
40—44	189	5,1	8—9	112	4,7
45—	28	5,9	10 u. dar.	56	5,0
unbekannt	11	—	unbekannt	10	—
Zusammen	1089	2,8	Zusammen	1089	2,8

Im ganzen waren 36 980 Kinder rechtzeitig geboren; die Wahrscheinlichkeit einer Todtgeburt unter diesen stellte sich auf 2,9 Proz., während die Häufigkeit mit Beziehung auf sämtliche gebärende Mütter (38 474) 2,8 Proz. war. Das Material lässt aber mangels entsprechender Unterteilung keine tiefergehende Bearbeitung mit Rücksicht auf die erstgenannte Zahl zu. — Wenn man auch hier wieder versucht, die Ursachen auseinander zu halten, so ergiebt sich:

(Siehe Tabelle p. 344.)

Die Zahlenreihen zeigen also etwa denselben Charakter wie oben, aber die Trennung der beiden Ursachen bewirkt eine bedeutende Ausgleichung der Zahlen. Das Material gestattet eine gleichzeitige Unter-

Nach Elimination der Geburtenfolge:

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der Todtgeborenen nach Beobachtung	Anzahl der Todtgeborenen nach Erwartung	Auf 100 erwartungsmässige Todtgeborene kamen beobachtete
unter 20	6	13,8	59
20—24	86	142,9	
25—29	195	248,2	79
30—34	289	270,0	107
35—39	285	246,6	116
40—44	189	140,4	136
45 u. dar.	28	19,4	
unbekannt	11	7,7	—
Zusammen	1089	1089	—

Nach Elimination des Alters:

Geburts-Nummer			
1	217	152,7	142
2	135	152,5	89
3	132	152,0	87
4—5	236	273,8	86
6—7	191	196,0	97
8—9	112	102,3	108
10 u. dar.	56	52,6	
unbekannt	10	7,1	—
Zusammen	1089	1089	—

scheidung nach Geburtsnummer und Alter über und unter 35 Jahre. Hierbei ergiebt sich folgendes:

Auf 100 Geburten fielen todtgeborene rechtzeitige Kinder:

Geburtsnummer	Mutter unter 35 Jahre	Mutter 35 Jahre u. darüb.
1	2,5	7
2	1,7	4
3	1,8	4
4—5	2,1	4
6—7	3	4
8—9	3	5
10 und darüber		5

Diese Zahlen bestätigen die obigen Ergebnisse, dass die Gefahr des Todtgebärens unter sonst gleichen Umständen mit dem Alter der Mutter zunimmt.

Von den 1089 rechtzeitig geborenen Kindern, welche todtgeboren waren (oder in den ersten 24 Stunden starben), hatten 554 eine künstliche, 535 eine natürliche Geburt.

5. Auch die Zwillingsgeburten verdienen ein besonderes Interesse. Von 1040 Zwillingen waren nach Ditzel 114 todtgeboren (oder starben kurz nach der Geburt), also 11 Proz.; von den rechtzeitig geborenen unter ihnen waren 4 Proz. todtgeboren, also bedeutend mehr als bei den Einlingen, von den frühzeitigen 26 Proz., also etwa dieselbe Quote wie bei den Einzelgeborenen; da aber die Zwillinge sehr häufig frühzeitig geboren

sind, so wird ganz natürlich bei ihnen die Gesamtgefahr sehr gross in Vergleich mit den Einzelgeborenen. Von 1040 Zwillingen hatten nur 684 eine rechtzeitige Geburt, dagegen 350 eine frühzeitige (sechs Fälle waren unbestimmt). Nur 618 hatten eine normale Lage, 386 eine anormale (für 36 nicht angegeben). Nur 767 waren natürlich geboren, 273 künstlich. Diese Zahlen setzen den grossen Unterschied der Sterblichkeit ins rechte Licht.

Ansell fand sogar eine noch höhere Sterblichkeit [1]).

	Knaben		Mädchen	
	Einzel-geburten	Zwillinge u. Drillinge	Einzel-geburten	Zwillinge u. Drillinge
Von 100 waren todtgeboren	2,5	11,0	1,8	6,4
„ 100 starben am ersten Tage des Lebens	0,9	5,5	0,6	2,9

Die Sterblichkeit der Zwillinge ist nach diesen Zahlen vier- bis fünfmal so gross wie die der Einzelgeborenen.

In Preussen wurden 1895—97 47 195 Mehrgeburten verzeichnet, durch welche 45 376 Knaben und 43 945 Mädchen lebend-, 3114 Knaben und 2429 Mädchen todtgeboren wurden, d. h. 6,4 Proz. der geborenen Knaben, 5,0 der geborenen Mädchen waren bei Mehrgeburten todtgeboren, während sonst die Häufigkeit 3,6 bezw. 3,0 betrug.

Nach der schwedischen Statistik war 1893—97 die Todtgeburtenfrequenz der Einzelgeborenen 2,4 Proz., die der Zwillinge 8,4 Proz.; unter Drillingen waren sogar $\frac{1}{7}$ Todtgeborene. Wie die Zwillinge einander in den Tod begleiten, erhellt u. a. aus der schwedischen und sächsischen Statistik.

Wie bekannt, spielt das Alter der Mutter eine Rolle gegenüber der Häufigkeit der Zwillingsgeburt, also indirekt gegenüber der Sterblichkeit sämtlicher Kinder. Nach Ditzel war die Häufigkeit einer Zwillingsgeburt 0,7 Proz., wenn die Mutter unter 25 Jahre alt war, 1,3 Proz., wenn sie 25—34 Jahre alt war, und 1,8 Proz. für die Mütter über 35 Jahre. Dagegen ist die Geburtsnummer, wie es scheint, ohne grossen Einfluss. — Ich werde weiter unten auf die Frage nach der Sterblichkeit der Zwillinge zurückkommen [2]).

6. In Verbindung mit diesen Thatsachen können parallele Zahlenreihen angeführt werden, welche die Sterblichkeit der Mütter im Kindbett ausdrücken. Die folgenden Zahlen verdanken wir einer Abhandlung von Coghlan betreffend N. S. Wales. Wenngleich dieselben für heutige Kulturverhältnisse etwas zu hoch gegriffen erscheinen mögen, werden sie doch aller Wahrscheinlichkeit nach die Einflüsse des Alters und der Geburtsnummer richtig wiederspiegeln [3]).

---

1) Statistics of Families 1874.

2) Hier können auch die Untersuchungen von Neefe angeführt werden (Statistik der Todtgeborenen, Jahrb. f. Nationalök. u. Stat. 1874—75), die auch u. a. Beobachtungen betreffend die künstlichen Geburten enthalten.

3) Deaths in Child-Birth in New South Wales. Journal Stat. Soc., LXI, 1898, vgl. auch die nachfolgende Diskussion. Ferner: Coghlan, Childbirth in New South Wales. Sydney 1899.

Von 1000 gebärenden verheirateten Müttern starben 1893—98 bei

erster Geburt	8,8
zweiter „	4,4
dritter „	5,0
4.—5. „	5,9
6.—7. „	6,7
8.—9. „	9,5
10. und darüber	10,1

Diese Zahlenreihe, die auf Grundlage von ca. 211 000 Gebärenden berechnet wurde, entspricht durchaus den voranstehenden für die Sterblichkeit der Kinder.

Von 100 gebärenden verheirateten Müttern starben 1893—98

im Alter von	im ersten Kindbett	in späterem Kindbett
15—19 Jahren	0,9	—
20—24 „	0,7	0,3
25—29 „	0,9	0,4
30—34 „	1,5	0,7
35 und darüber	1,4	0,9

Die ganz jungen Mütter sind also im ersten Kindbett mehr dem Tode ausgesetzt gewesen als die vollständig entwickelten; später machen sich die ungünstigen Einwirkungen des zunehmenden Alters geltend[1]).

Einigermassen werden diese Unterschiede durch die mit dem Alter abnehmende Fruchtbarkeit der Frauen neutralisiert. Aus meiner oben citierten Abhandlung erhellt, dass auf 100 Ehen, die 10 Jahre dauerten, solche kamen, aus denen in dieser Periode keine Kinder hervorgingen.

Alter der Braut bei der Trauung	
unter 20 Jahren	2
von 20—24 „	4
„ 25—29 „	5
„ 30—34 „	8
„ 35—39 „	16
„ 40—44 „	59
„ 45 und darüber	90
Zusammen	6

Mit zunehmendem Alter bei der Eheschliessung wird also die Frau sich immer häufiger als unfruchtbar erweisen und, falls sie doch empfängt, wird die Frucht und sie selbst immer mehr dem Tode ausgesetzt sein.

7. Die gefundenen Verschiedenheiten in der Todtgeburtenfrequenz nach Geburtenfolge und Alter der Mutter machen es notwendig, bei anderen Einteilungen des Beobachtungsmaterials zur Vermeidung von Trugschlüssen vorerst immer zu fragen, welchen Einfluss jene Ursachen üben können. Bei Teilung nach Geschlecht ist diese Fehlerquelle nun von keiner wesentlichen Bedeutung, denn, wie bekannt, schwankt die Sexualproportion der Geborenen nur wenig unter den gewöhnlich vorgenommenen Gruppierungen der Beobachtungsreihen, und der Unterschied in der Todtgeburtenfrequenz ist hier so gross, dass derartige kleine Einflüsse sich kaum bemerkbar machen hönnen. Die folgenden Zahlen werden dies verdeutlichen:

1) Vgl. auch die von Ph. Ehlers bearbeitete Statistik: Die Sterblichkeit „im Kindbett" u. s. w., wo jedoch andere Gesichtspunkte verfolgt wurden, und übrigens die Geburtenfolge unberücksichtigt blieb.

Auf 100 todtgeborene Mädchen kamen todtgeborene Knaben (1893—94):

Italien	128	Preussen	128
Frankreich	139	Oesterreich	134
Belgien	134	Ungarn	134
Niederlande	126	Dänemark	128
Schweiz	129	Norwegen	131
Württemberg	128	Schweden	136
Bayern	128	Finnland	128

Da gewöhnlich nur 5–6 Proz. mehr Knaben als Mädchen geboren werden, so folgt aus diesen Zahlen, dass die Todtgeburtenfrequenz der Knaben viel grösser ist als die der Mädchen. Trotz der grossen Verschiedenheiten in der Häufigkeit der Todtgeburten von einem Lande zum anderen sieht man, dass das Uebergewicht der Knaben überall einigermassen dasselbe ist; im allgemeinen kann man sagen, dass, wenn man die Gefahr eines Mädchens, todtgeboren zu werden, gleich 1 setzt, die entsprechende für einen Knaben 1,2 bis 1,3 sein wird. Die natürlichste Erklärung hierfür ist wohl die, dass die männliche Frucht schwerer und grösser sei und daher weniger gut mit dem Organismus der Mutter harmoniere. Wie wir im folgenden Kapitel sehen werden, wiederholt sich dieser grosse Unterschied auch bei der Sterblichkeit im zarten Kindesalter. Nach Ditzel scheinen die frühzeitigen Geburten bei Knaben ein wenig häufiger gewesen zu sein als bei Mädchen, aber deutlicher war der Unterschied bei Zangenoperationen, die viel häufiger bei Knaben- als bei Mädchengeburten vorkamen.

Etwas komplizierter ist die Aufgabe, den Einfluss der Legitimität zu bestimmen, denn hier spielt offenbar die Altersverteilung eine beträchtliche Rolle. Die Unverheirateten sind durchschnittlich jünger als die Verheirateten, und man wird daher a priori auf eine verschiedene Todtgeburtenfrequenz unter den ausserehelichen und den ehelichen Kindern rechnen müssen. Wie gross dieser Unterschied sein kann, wird u. a. aus der Berliner Statistik erhellen. Geht man von der oben (p. 333) mitgeteilten Skala aus, so ergiebt sich, dass, falls man unter den Ausserehelichen ganz dieselben Todtgeburtenfrequenzen voraussetzen dürfte wie unter den Ehelichen und falls die unaufgeklärten Fälle dieselbe Altersbesetzung haben wie die aufgeklärten als Gesamtresultat für 1893—97 etwa $\frac{1}{6}$ weniger Todtgeburten in der ersteren Klasse zu erwarten wären als in der letzteren, Statt 30 p. m., würde man also unter den Ausserehelichen nur etwa 25 p. m. erwarten dürfen. Fast genau dieselben Ergebnisse zeigen sich, wenn man die Skala auf die dänische Altersbesetzung der ausserehelichen und ehelichen Mütter anwendet. Man würde nach den Berechnungen eine Ermässigung gleich 18 Proz. den ehelichen gegenüber zu erwarten haben.

In dieselbe Richtung geht nun aller Wahrscheinlichkeit nach auch die Wirkung der verschiedenartigen Geburtenfolge. Bei den ehelichen Geburten sinkt die Häufigkeit der Todtgeburten von der ersten Geburt an und erreicht dann ein Minimum, von welchem ab wieder eine aufwärtsgehende Bewegung anfängt. Diese entgegengesetzten Bewegungen haben als Gesamtresultat für alle ehelichen Geburten zusammen ganz dieselbe Frequenz der Todtgeburten (30 p. m.), wie für die erste Geburt allein. Fast dieselben Ergebnisse erhält man für Dänemark nach Ditzel's Beobachtungen: 28 bei allen Geburten, 27 bei Erstlingen. Aber unter

den ausserehelichen Geburten dürften solche höherer Nummer selten sein, die mit niedriger also überwiegen, was offenbar die erwartungsmässige Anzahl der Todtgeburten gegenüber den ehelichen herunterdrücken muss. Doch wird die Ermässigung aus dieser Ursache kaum so gross sein, wie die infolge der verschiedenen Altersbesetzung.

Jedenfalls müsste man also, falls dieselben hygienischen, sozialen und wirtschaftlichen Ursachen bei der ausserehelichen wie bei der ehelichen Geburt wirkten, dort eine grössere Lebensfähigkeit als hier erwarten. Wenn man also überall zu dem Ergebnisse gelangt, dass die Unehelichen verhältnismässig häufiger todtgeboren werden als die Ehelichen, dann darf man mit grosser Sicherheit diesen zahlenmässigen Unterschied nur als eine untere Grenze auffassen; thatsächlich wird ein noch viel grösserer Unterschied bestehen. Schon die folgende kleine internationale Uebersicht (wesentlich für 1893—94, vgl. p. 329) wird genügen, dies zu beleuchten.

Auf 1000 Geburten kamen Todtgeborene:

	Eheliche	Uneheliche		Eheliche	Uneheliche
	Geburten			Geburten	
Italien	39	51	Preussen	32	46
Frankreich	44	74	Oesterreich	27	42
Belgien	43	63	Ungarn	23	31
Niederlande	44	81	Dänemark	24	32
Württemberg	32	35	Norwegen	27	41
Bayern	30	36	Schweden	25	33
Sachsen	32	41	Finnland	26	47

Ueberall sieht man also einen grossen Unterschied zu Ungunsten der ausserehelichen. Allgemeine Regeln für die Grösse des Unterschieds lassen sich aber kaum, wie oben für die beiden Geschlechter, aufstellen. Unmöglich wäre wohl nicht, dass der Unterschied kleiner ist in Ländern, wo die ausserehelichen Geburten tief in den Volkssitten wurzeln und also die Zahl derselben verhältnismässig gross ist, bedeutender dagegen in solchen Ländern, wo, wie in Holland, die ausserehelichen Geburten sehr selten sind und die betreffenden Mütter daher vielleicht ausschliesslicher den verkommensten Schichten der Gesellschaft zugehören. Dass gewisse deutsche Staaten einen geringen Unterschied aufweisen, würde nicht übel mit einer solchen Hypothese zusammenstimmen. Aber unbedingt gilt eine derartige Regel nicht, und eine Bestätigung derselben könnte man nur dadurch erbringen, dass man eine tiefergehende Zerlegung des Materials nach kleineren Gebieten und nach Gesellschaftsklassen vornähme.

Um der Frage nach den ausserehelichen Todtgeburten etwas weiter nachzugehen, gebe ich hier die Resultate der Berliner Statistik für 1893—97 wieder (vgl. oben p. 333).

Von 100 Geborenen jeder Klasse waren todtgeboren:

Alter der Mutter (Jahre)	Eheliche	Aussereheliche
unter 20	1,7	3,4
20—	2,2	4,5
25—	2,5	4,5
30—	2,9	5,6
35—	3,6	6,1
40—	4,8	5,9
Zusammen	3,0	5,2

Wie man sieht, ist der Unterschied zu Gunsten der Ehelichen meistens noch grösser in den Unterabteilnngen als in der Hauptzahl; anfangs ist die Wahrscheinlichkeit einer Todtgeburt sogar doppelt so gross für die Ausserehelichen wie für die Ehelichen; bloss die kleine Gruppe der über 40jährigen mit nur 28 unehelichen Todtgeburten macht eine Ausnahme.

Treichler giebt für den Kanton Zürich die folgenden Zahlen an:

Auf 100 Geburten kommen Todtgeburten:

Alter der Mutter (Jahre)	Eheliche		Uneheliche	
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen
20—30	4,2	3,1	7,3	6,1
30—50	6,7	5,2	7,5	10,1
Alle Alter	5,4	4,1	7,2	6,6

Bei den 20—30jährigen Müttern war die Todtgeburtenfrequenz der Unehelichen bei erster Geburt 6,8 Proz., bei späteren 6,3, für die 30- bis 50jährigen fand Treichler 8,5 bezw. 7,5; diese Zahlen mit den p. 334 angeführten verglichen, deuten in jeder Kategorie auf eine etwas grössere Gefahr für die Ausserehelichen.

Die Frage nach der Gefahr einer Todtgeburt oder eines Abortus in verschiedenen Schwangerschaftsmonaten hat Bertillon in seiner oben citierten Arbeit (p. 332) behandelt; wir haben bereits gesehen, dass die Wahrscheinlichkeit einer vorzeitigen Unterbrechung der Schwangerschaft für die ausserehelichen Mütter grösser ist als für die ehelichen, während die Gefahr einer Todtgeburt während der letzten Periode der Schwangerschaft wesentlich dieselbe ist. Dies lässt sich nun auch nach anderen Richtungen hin beleuchten. Nach Bertillon's Beobachtungen kamen 1886—90 in Paris auf 1000 Schwangerschaften jeder Kategorie die folgenden Anzahlen von Todtgeburten und Aborten.

Schwangerschaftsmonat	Knaben		Mädchen	
	Ehelich	Ausserehelich	Ehelich	Ausserehelich
0.—4.	4,6	4,3	2,4	2,7
5.	6,0	7,3	4,8	6,6
6.	10,2	13,3	8,8	12,8
7.	13,2	19,2	10,8	17,7
8.	10,0	14,8	9,1	13,7
9.	29,3	27,4	21,6	22,5
Die ganze Periode	71,3	83,4	56,5	73,7

Sowohl das grosse Uebergewicht der Knabensterblichkeit wie die grössere Gefahr für die aussereheliche Lebensfrucht springen nach diesen Erfahrungen in die Augen. Auffallend ist aber, dass während der (übrigens unsicheren) ersten Periode der Schwangerschaft sowohl als während der letzten die Gefahr einer Fehlgeburt für die ledige Mutter nicht besonders gross ist. Man könnte vielleicht die nachstehende Zahlenreihe als einigermassen zutreffend gelten lassen.

Wenn die Gefahr einer Todtgeburt oder eines Abortus in jeder Periode für die Ehelichen gleich 1 gesetzt wird, ist sie für die Ausserehelichen etwa:

in den ersten 4 Monaten . .	1,0
im 5. Monat	1,3
„ 6. „	1,4
„ 7. „	1,5
„ 8. „	1,5
„ 9. „	1,0
„ ganzen	1,2

Aus seinen Beobachtungen meint Bertillon ableiten zu können, dass man die kleinere Vitalität der Ausserehelichen nicht auf Kindesmord zurückführen darf, weil dann unerklärt bliebe, warum die letzte Periode eben dieselbe Todtgeburtenfrequenz hat für Eheliche und Uneheliche. Und da die Fruchtabtreibungen wesentlich im 3. bis 6. Monate vorkommen sollen, wo das Maximum des Unterschiedes noch nicht auftritt, meint er, dass auch dieses Verbrechen eine unzulängliche Erklärung bildet. So viel scheint festzustehen, dass diese Ursachen kaum als einzige Erklärung gelten können; die ganze Frage ist aber offenbar überhaupt sehr kompliziert. Wenn die unehelichen Kinder so häufig frühgeboren sind, wird es auch verständlich, dass, wie Raseri auf Grundlage der Beobachtungen für die Geburtsanstalt in Rom 1896—98 nachgewiesen hat, die ausserehelichen Kinder ein geringeres Gewicht als die ehelichen haben. Aus seinen Beobachtungen habe ich die folgenden Zahlen berechnet; sie betreffen Kinder, die wenigstens zwei Tage gelebt haben. Die legitimen Knaben hatten durchschnittlich ein Gewicht ungefähr gleich 3,19 kg, die illegitimen 3,12, also 2—3 Proz. weniger; die Mädchen hatten ein Gewicht gleich 3,06 bezw. 2,96 kg, d. h. ein Unterschied gleich etwa 3 Proz. Ohne gewisse Hypothesen wird eine solche Berechnung nicht durchgeführt werden können. Es werden aber etwaige aus dieser Fehlerquelle entstehende Abweichungen von der Wahrheit doch voraussichtlich alle Gruppen etwa gleichmässig treffen.

8. Während man im Vorstehenden zu recht klaren und einheitlichen Ergebnissen gelangen konnte, wird der Boden schwankend, wenn man nach dem Einfluss von Wohnort, Berufs- oder Gesellschaftsklasse, Konfession auf die Todtgeburtenfrequenz fragt. Hier ist nämlich in der Regel das Material nicht hinlänglich nach den oben dargestellten Gesichtspunkten behandelt, und man weiss daher häufig nicht, welchen störenden Einfluss Ursachen wie der Altersaufbau oder die Geburtenfolge hervorgebracht haben. Schon dies mag erklären, dass man häufig zu einander widersprechenden Zahlen gekommen ist. Oefters dürften jedoch diese Einflüsse von geringerer Bedeutung sein. Benutzt man für Dänemark die p. 333 angeführte Skala, so gelangt man auf Grundlage der Geburtenstatistik 1890—94 zu dem Ergebnisse, dass unter Berücksichtigung des Alters der Mütter (eine Unterscheidung nach Geburtenfolge liegt nicht vor) die eheliche Todtgeburtenfrequenz der kleineren Städte normal 2—3 Proz. kleiner als auf dem Lande sein sollte, in Kopenhagen 4—5 Proz. kleiner als auf dem Lande, umgekehrt die aussereheliche in den Städten (auch in Kopenhagen) normal 3—4 Proz. grösser sein sollte als auf dem Lande. Die ehelichen Mütter in den Städten sind nämlich durchschnittlich etwas jünger als auf dem Lande, die ausserehelichen etwas älter. Thatsächlich sind aber die Unterschiede viel grösser, oder gehen in entgegengesetzte Richtung, wie nachstehende Tafel zeigt:

Von 1000 Geborenen waren todtgeboren:

	Eheliche	Aussereheliche
in Kopenhagen	22	33
in den kleineren Städten . . .	21	31
auf dem Lande	25	33
Zusammen	24	33

Es scheinen also nach diesen Ergebnissen die Verhältnisse auf dem Lande ungünstiger zu liegen als in den Städten, falls eben nicht auch die Geburtenfolge einen störenden Einfluss übt und demnach die Verschiedenheiten schliesslich dennoch formaler Natur sind. Wenigstens gelangt man für Preussen (1897) zu einem anderen Ergebnisse. In den Städten war hier die Todtgeburtenfrequenz der Ehelichen 31 pro mille, auf dem Lande 32, und unter Berücksichtigung der Altersbesetzung dürfte dies vielleicht auf dieselbe Gefahr deuten. Aber für die Ausserehelichen hatte man 50 bezw. 43, also eine bedeutend geringere Gefahr auf dem Lande. Das Königreich Sachsen hat eine etwas grössere Todtgeburtenfrequenz unter ehelich Geborenen in den Städten als auf dem Lande, während umgekehrt die Ausserehelichen verhältnismässig häufiger auf dem Lande die Geburt überleben als in den Städten.

Eine Erklärung dieser verschiedenartigen Ergebnisse könnte man in dem Einflusse der Gesellschafts- oder Berufsklasse suchen. Leider verfügt man hierfür noch nicht über hinlänglich spezialisierte Beobachtungen. Auf Grundlage der offiziellen preussischen Statistik[1]) für 1897 gelange ich zu den folgenden Ergebnissen:

Soziale Stellung des Vaters	Von 1000 ehelich Geborenen waren todtgeboren
Selbständige in Besitz, Beruf und Gewerbe	32
Oeffentliche Beamte	26
Privatbeamte	29
Gehülfen, Gesellen, Lehrlinge, Fabrikarbeiter u. s. w.	29
Tagearbeiter, Tagelöhner, Lohndiener u. s. w.	34
Dienstboten, Knechte, Gesinde	33
Die ganze Bevölkerung	31

Im ganzen dürften diese Zahlen allerdings der Erwartung entsprechen, die man von vornherein über den Einfluss der Wohlstandsverhältnisse hegen wird. Aber man darf doch die wahrscheinlich sehr bedeutenden Einflüsse der Altersbesetzung und der Geburtenfolge nicht ausser acht lassen. Die geringere Fruchtbarkeit in gewissen Gesellschaftsklassen[2]) wird allein schon die Todtgeburtenfrequenz erniedrigen können, ohne dass bessere Gesundheitsverhältnisse vorliegen.

Nicht geringer sind die Schwierigkeiten, wenn man solche Klassen ins Auge fasst, wo teilweise ein Einfluss des Berufs der Mutter in Frage kommt. Für Preussen findet man hier z. B. bei Tagelöhnern und Arbeitern der Landwirtschaft 34 pro mille, bei der landwirtschaftlichen Bevölkerung ohne diese Klasse sowie ohne das Gesinde: 33, und wenn man den mittleren Fehler des Unterschieds berechnet, scheint dieser aller-

1) Eine Bearbeitung der preussischen Statistik wurde von Seutemann vorgenommen: Kindersterblichkeit sozialer Bevölkerungsgruppen 1894, p. 139 f. Die Berufsklassen werden u. a. auch in der offiziellen österreichischen Statistik berücksichtigt.

2) Vgl. Rubin und Westergaard, Statistik der Ehen, 1890.

dings auf eine wirkliche typische Differenz zu deuten, also vielleicht auf die Folge der grösseren Armut oder grösserer körperlicher Anstrengungen, aber die öfters genannten störenden Einflüsse können sehr wohl für sich allein die Erklärung bilden.

Eine recht grosse eheliche Todtgeburtenfrequenz findet man in Berlin für die Gastwirtschaft, bei der ja auch eine Reihe von ungünstigen Ursachen zusammenwirkt. Für eine Jahresreihe ergiebt sich hier 36 pro mille. Für die Arbeiter (ohne besondere Berufsangabe) ist die Zahl in derselben Stadt 1895—97 37 pro mille, für Beamte im Reichs-, Staats- und Gemeindedienst 25 pro mille, für die ganze Bevölkerung 31 pro mille. Uebrigens sind die Beobachtungen noch nicht umfangreich genug, um nach anderen Richtungen zuverlässige Schlüsse zu erlauben, und obwohl die hier angeführten Zahlen in gutem Einklang mit den für Preussen gefundenen stehen, müssen die angeführten Zweifel auch ihnen gegenüber gelten. Auch in betreff der ausserehelichen Kinder in Berlin sind endgültige Schlüsse noch nicht zu ziehen.

Zu zuverlässigen Ergebnissen wird man vielleicht durch medizinische Untersuchungen gelangen können. Dass z. B. bei chronischer Blei- und Quecksilbervergiftung der Mutter die Todtgeburtenfrequenz erhöht wird, ist allgemein bekannt[1]). Wenn es sich freilich um stark besetzte Berufsklassen handelt, werden wohl schliesslich auch derartige Untersuchungen versagen.

Einen ernsten Versuch, die Wirkung der Profession auf die Todtgeburtenfrequenz zu bestimmen, hat Raseri in seiner oben citierten Abhandlung (La mortalità nei vari stadi della vita) gemacht, indem er die Statistik des Krankenhauses San Giovanni in Rom für 1896—98 bearbeitete. Die Beobachtungen wurden zugleich nach Alter der Mutter getrennt; leider sind die Zahlen nicht umfassend genug, um Schlüsse zuzulassen, die Abweichungen vom Durchschnitt bewegen sich vollständig innerhalb des Spielraumes des Exponentialgesetzes. Die Frauen vom Lande hatten eine etwas unter dem Durchschnitt sich haltende Todtgeburtenfrequenz, aber dieses Ergebnis bedarf einer Bestätigung durch erneute Untersuchungen.

Ist es schon schwierig, den Einfluss des Berufes zu bestimmen, so gilt dies noch mehr von der Konfession. In älterer Zeit fand man häufig grosse Verschiedenheiten auf diesem Gebiete[2]), und zwar so, dass die Katholiken unter sonst gleichen Umständen in der Regel günstigere Zahlen aufwiesen als die Protestanten, die Juden wieder meistens weit günstigere als die Christen. Zur Erklärung dieser Thatsachen sind verschiedene Betrachtungen angestellt worden, und unmöglich ist wohl auch nicht, dass die Verschiedenheiten teilweise in wirklichen sozialen, hygienischen und wirtschaftlichen Ursachen begründet sind, so u. a. in einer verschiedenen Häufigkeit solcher Krankheitszustände der Mütter, die, wie die Syphilis, besonders zur Todtgeburt prädestinieren; aber es scheint nicht ausgeschlossen, dass eine verschiedene Registrierung der Todtgeburten

---

1) Sommerfeld, Handbuch der Gewerbekrankheiten, I, 1898, p. 385, 498.

2) Vgl. z. B. Neefe's Zusammenstellungen (Statistik der Todtgeborenen. Jahrb. f. Nationalökon. u. Stat. 1874 u. 1875); ferner G. Mayr, Bewegung der Bevölkerung des Königreichs Bayern im Kalenderjahr 1876 (Zeitschrift des kgl. Bayerischen Stat. Bureaus, X, 1878). Bergmann, Die Sterblichkeitsverhältnisse der Stadt Magdeburg, 1858. Legoyt, De certaines immunités biostatiques de la race Juive en Europe (Journal de la société de statistique de Paris, 1869).

(vgl. oben p. 328 ff.) den wesentlicheren Einfluss übt. Jedenfalls wird man in neuerer Zeit wohl meist kleinere Differenzen finden als früher. In Preussen war 1849—55 die Todtgeburtenfrequenz in evangelischen Ehen etwa dreimal so gross wie in jüdischen. 1897 war die Frequenz in rein evangelischen Familien 34 pro mille, in jüdischen 26 pro mille, was eine beträchtliche Ausgleichung bedeutet. In rein katholischen Ehen war 1897 die Zahl 28 pro mille. Für aussereheliche Kinder war die Frequenz der Todtgeburten, wenn die Mutter katholisch war, 45 pro mille, wenn sie evangelisch war, 47 pro mille, ein gegenüber dem mittleren Fehler übrigens nicht beträchtlicher Unterschied, besonders da auch hier andere Ursachen, wie die Altersbesetzung, im Spiele sein können.

So kann man auch dieses Kapitel nur mit einem Seufzer schliessen angesichts der vielen ungelösten und z. T. vielleicht für immer unlösbaren Aufgaben, die sich auf Schritt und Tritt aufdrängen. Eine weitgehende Zergliederung der Beobachtungen ist hier, wie wir gesehen haben, eine unumgängliche Notwendigkeit, die teils Anforderungen an die medizinische Statistik stellt, z. B. mit Rücksicht auf Aborte, Frühgeburten und extrauterine Schwangerschaften, teils an die offizielle Statistik, welche letztere aber wohl nur durch eine systematische Arbeitsteilung und durch planmässige monographische Untersuchungen die Lücken einigermassen ausfüllen könnte. Und hinter den schon mehr oder weniger in Angriff genommenen Aufgaben tauchen am fernen Horizont weitere Probleme auf, die überhaupt noch einer Behandlung harren, so z. B. die Frage nach dem Einfluss der Vererbung und nach dem Zusammenhang zwischen der Sterblichkeit von Mutter und Kind.

Zehntes Kapitel.

Die Kindersterblichkeit.

1. Das vorstehend bezüglich der Todtgeburten Entwickelte steht in engem Zusammenhang mit dem Gegenstand dieses Kapitels, zum Teil wirken hier dieselben Ursachen physiologischer und sozialer Natur, wenn auch, wie wir sehen werden, häufig mit abgeschwächter oder auch mit verstärkter Kraft. Die Fehlerquellen sind gleichfalls teilweise dieselben, schon aus dem Grunde, weil eine mangelhafte Registratur, welche die Todtgeborenen als lebendgeboren aufführt oder umgekehrt, selbstverständlich die Messung der Sterblichkeit der Lebendgeborenen beeinflusst. Derartige mangelhafte Registraturen der Todtgeburten werden offenbar ihre Wirkung auf die Sterblichkeitsmessung namentlich bei sehr weitgehenden Alterseinteilungen, und zwar besonders beim ersten Monat oder den ersten Tagen des Lebens geltend machen, während sie wohl späterhin ihren Einfluss verlieren. Immerhin wird in allen Fällen auf diese Fehlerquelle zu achten sein, wenn man Trugschlüssen entgehen will.

Was die Kindersterblichkeit nach Alter und Geschlecht betrifft, so kann zunächst auf die oben p. 207—208 mitgeteilten Sterbetafeln hingewiesen werden. Wie man sieht und fast überall bestätigt findet, ist die Sterblichkeit der Knaben anfangs bedeutend höher als die der Mädchen. Allmählich gleicht sich dann die Differenz aus, bis zuletzt die Mädchen den Knaben gegenüber ein kleines Uebergewicht aufweisen. Ferner fällt ins Auge, wie rasch die Sterblichkeit am Anfang des Lebens abnimmt. In Norwegen ist die Knabensterblichkeit im zweiten Lebensjahr nur $\frac{1}{3}$ derjenigen des ersten u. s. w., und schon bei Erreichung des 6. Jahres ist die Sterblichkeit kleiner als 1 Proz. Diese Verschiedenheiten tragen dazu bei, dort, wo die Wanderungen keinen störenden Einfluss üben, durch eine lange Strecke des Lebens ein recht gutes Gleichgewicht zwischen den beiden Geschlechtern hervorzubringen. Denken wir uns, dass eine Bevölkerung mit einer Sterblichkeit, wie die englische, 5 Proz. mehr männliche als weibliche Geburten hat, dann wird im 10. Jahr die Anzahl der Knaben die der Mädchen nur unbedeutend übertreffen (etwa um $\frac{1}{2}$ Proz.). Im 40. Jahre sind die Frauen um einen ähnlichen Betrag dem männlichen Geschlecht numerisch voraus, und erst von da an macht sich eine immer zunehmende Ueberzahl der Frauen bemerkbar.

Um den Verlauf der Sterblichkeit mit dem Alter etwas mehr im einzelnen blosszulegen, habe ich nach der Berliner Statistik von 1893—97 die Intensität der Sterblichkeit berechnet.

Von 100 000 Kindern des betreffenden Alters starben durchschnittlich täglich:

Im	ersten	Lebensmonat	221
„	zweiten	„	99
„	dritten	„	90
„	vierten	„	80
„	fünften	„	6-
„	sechsten	„	50
„	siebenten	„	53
„	achten	„	48
„	neunten	„	44
„	zehnten	„	42
„	elften	„	37
„	zwölften	„	34

Die Bewegung der Zahlen ist, wie man sieht, nicht durchaus regelmässig, teils wohl wegen zufälliger Anhäufungen in einzelnen Monaten, teils auch wegen positiver Fehler, welche trotz der grossen Sorgfalt bei der Registratur fast unvermeidlich sind. Doch ist die Gesetzmässigkeit der Bewegung sehr deutlich; die Sterblichkeit nimmt anfangs sehr rasch, später langsamer ab; graphisch könnte man sich diese Bewegung als eine hyperbolische vorstellen, wie so viele andere Bewegungen im wirtschaftlichen und sozialen Leben des Menschen. Es ist nicht undenkbar, dass die Sterblichkeit im dritten und vierten Monat etwas zu hoch gegriffen ist, falls die Sterblichkeit im ersten bis zweiten Monat den Thatsachen entspricht, und dass die nachstehende Zahlenreihe der typischen Abnahme der Sterblichkeit im ersten Lebensjahre etwas näher kommt:

Im	ersten	Monat .	221
„	zweiten	„ .	99
„	dritten	„ .	86
„	vierten	„ .	76
„	fünften	„ .	68
„	sechsten	„ .	61
„	siebenten	„ .	55
„	achten	„ .	50
„	neunten	„ .	45
„	zehnten	„ .	41
„	elften	„ .	37
„	zwölften	„ .	34

Nach W. Farr's Berechnungen würde die Intensität der Sterblichkeit am Anfang des menschlichen Lebens noch gewaltiger abnehmen; seine Life Table 1864 ergab für den ersten und zwölften Monat fast genau dieselbe Proportion wie hier, aber die Abnahme vom ersten bis zum zweiten Monat war bedeutend grösser als für Berlin.

Betrachten wir den ersten Monat für sich allein, so lassen sich analoge Zifferreihen aufstellen. Die folgenden Zahlen beziehen sich wieder auf Berlin und dieselben fünf Jahre wie oben. Zu Grunde liegen 15 557 Todesfälle (10 980 von ehelichen, 4577 von ausserehelichen Kindern) und 8280 Todtgeburten (6386 bezw. 1894). Vom Einfluss der Wanderungen und Legitimationen u. s. w. habe ich abgesehen, da die Wirkung dieser Ursachen im ersten Monat nicht sehr gross ist.

Auf 10 000 Geborene kamen Todtgeborene bezw. Verstorbene:

	Eheliche Kinder		Aussereheliche Kinder		Zusammen
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen	Beide Geschlechter
Todtgeboren	326	268	536	498	330
Todtgefunden	0	0	43	43	6
Gestorben 1 Tag alt	121	92	244	207	124
„ 2 Tage alt	56	40	111	90	56
„ 3 „ „	33	22	66	46	32
„ 4 „ „	19	15	38	35	20
„ 5 „ „	15	10	32	23	15
„ 6 „ „	14	12	32	23	15
„ 7 „ „	16	12	30	28	16
In der ersten Woche gestorben	274	203	596	495	284
Am 8. bis 15. Tag „	113	88	236	220	119
Vom 16. Tag bis Ende des ersten Monats gestorben	187	157	516	432	217
Zusammen: Im ersten Monat	574	448	1348	1147	620
Todtgeb. u. Verstorb. zusammen	900	716	1884	1645	950

Die Beobachtungen sind nicht zahlreich genug, um eine vollständige Ausgleichung der Zufälligkeiten hervorbringen zu können, doch ist das Gepräge der fünf Zahlenreihen ein recht konformes. Am ersten Tage ist das Risiko sehr gross, sinkt aber schon am nächsten Tage auf weniger als die Hälfte und dann weiter sehr stark in den folgenden Tagen, bis endlich eine gewisse Stagnation eintritt. Dies kann in folgender Weise ausgedrückt werden, wobei ich die Todtgefundenen als am ersten Tage verstorben auffasse. Die Intensität der Sterblichkeit war für alle Kinder zusammen täglich auf 10000:

Am ersten Tage des Lebens	136
„ zweiten „ „ „	59
„ dritten „ „ „	34
„ vierten „ „ „	21
„ fünften „ „ „	16
„ sechsten „ „ „	16
„ siebenten „ „ „	17
In der ersten Woche	43
Vom 8. bis 15. Tag	16
Später im Monat	15
Im ersten Monat	23

Da die Zahlen nicht auf ganz dieselbe Weise berechnet worden sind, wie die obigen für die ersten 12 Monate, so stimmen die Intensitätswerte für den ersten Monat nicht vollständig überein. Uebrigens dürfte die geringe Abnahme der Sterblichkeit in dem letzten Teil des Monats darauf hindeuten, dass die statistischen Erhebungen inbetreff des Alters nicht vollständig genau sind, da sonst die recht bedeutende Abnahme vom ersten zum zweiten Monat nicht wohl erklärlich sein würde. Nach der offiziellen preussischen Statistik starben 1897 die folgenden Anzahlen von Kindern im ersten Monat des Lebens:

Am ersten Tage	12 668
„ zweiten „	6 360
„ dritten „	3 876
„ vierten „	2 538
„ fünften „	1 908
„ sechsten „	1 937
„ siebenten „	2 190
Durchschnittlich täglich in der ersten Woche	4 497
Vom 8. bis 15. Tag	2 061
In der übrigen Zeit	1 567

Wie man sieht, besteht auch hier eine Anhäufung am Schlusse der Woche, die an diejenigen der „runden Altersjahre“ erinnert. Erfahrungen betreffend die Sterblichkeit während der ersten Tage des Lebens sind unter anderem auch in der norwegischen und der sächsischen offiziellen Statistik [1]) enthalten.

Wie man aus den Berliner Zahlen sieht, entspricht die Sterblichkeit am vierten Tage etwa der durchschnittlichen Sterblichkeit des Monats. Dies ist ein sprechendes Zeugnis für die Grösse des Absterbens kurz nach der Geburt, welche den Schwerpunkt nach dem Anfang des Monats hin verschiebt, während man denselben sonst in der Mitte des Monats suchen würde. Ganz so, wenn man die ersten 12 Monate untersucht. Hier erhält man als durchschnittlich tägliche Sterblichkeit für 100 000 Kinder 76, also etwa dieselbe wie im vierten Monat. Das Durchschnittsalter der im ersten Lebensjahr verstorbenen Kinder beträgt nur gegen vier Monate, der unter einem Monat verstorbenen etwa 11 Tage. Nach den Berliner Erfahrungen würde man die von einer Anzahl lebendgeborener Kinder in dem ersten Lebensjahre durchlebte Zahl der Jahre finden, wenn man von der Geburtenzahl etwa zwei Drittel der Todesfälle in Abzug brächte. Zu einem ähnlichen Ergebnisse gelangt man bei Betrachtung der oben erwähnten englischen Tafel.

2. Den weiteren Verlauf der Kindersterblichkeit mit dem Alter habe ich schon beleuchtet; ich beschränke mich hier auf die Berliner Sterblichkeitstafel für 1895, welche eine weitergehende Alterseinteilung auch im zweiten Lebensjahre hat, als sie gewöhnlich vorliegt. Bei der Berechnung der Intensität der Sterblichkeit ist der Monat als Zeiteinheit benutzt.

Als Alter ist immer die Altersstrecke zwischen dem in der betreffenden Zeile und dem in der nächsten angegebenen Alter zu verstehen.

(Siehe Tabelle p. 358.)

Wir folgen hier der Sterblichkeit in ihrer stetigen Abnahme bis etwa zu ihrem Tiefstand. Man sieht auch den bedeutenden Unterschied zwischen der Knaben- und Mädchensterblichkeit im zarten Kindesalter, welcher sich dann allmählich ausgleicht. Nach dieser Tafel würden also von 96 182 lebendgeborenen Knaben und 97 085 lebendgeborenen Mädchen 36 899 bezw. 33226 innerhalb der ersten zehn Lebensjahre sterben. Aus den betreffenden Veröffentlichungen für 1895 liesse sich feststellen, wie sich jene Sterbefälle auf die einzelnen Gruppen von Todesursachen verteilen; da man es aber dabei häufig mit sehr kleinen Zahlen zu thun haben würde, habe ich vorgezogen, die entsprechenden Zahlen für 1886—95 zu verwerten. Die Sterblichkeitsverhältnisse sind in diesem Jahrzehnt nicht wesentlich verschieden von den für 1895 gefundenen. Es bedarf

1) Vgl. betr. das Königreich Sachsen: Lommatzsch, Die Bewegung der Bevölkerung im Königreiche Sachsen (Zeitschr. d. kgl. sächs. stat. Bur. 43., 44. Jahrg. (1897—98).

Alter	Knaben			Mädchen		
	Zahl der Ueber-lebenden	Intensität der Sterb-lichkeit (pro mille)	Fernere mittlere Lebensdauer (Jahre)	Zahl der Ueber-lebenden	Intensität der Sterb-lichkeit (pro mille)	Fernere mittlere Lebensdauer (Jahre)
Vor der Geburt . . .	100 000	—	34,81	100 000	—	40,85
Lebendgeborene . . .	96 182	78,3	36,19	97 085	62,3	42,08
1 Monat	89 017	35,2	39,01	91 262	29,1	44,68
2 Monate	85 944	31,6	40,32	88 644	23,7	45,91
3 "	83 273	29,9	41,53	86 567	23,8	46,93
4 "	80 823	25,6	42,61	84 530	20,1	47,97
5 "	78 781	21,4	43,73	82 848	19,6	48,86
6 "	77 117	18,5	44,59	81 239	16,5	49,75
7 "	75 703	18,3	45,34	79 908	16,0	50,49
8 "	74 331	15,5	46,09	78 640	14,4	51,22
9 "	73 190	15,8	46,73	77 517	13,0	51,88
10 "	72 041	12,9	47,39	76 518	11,8	52,47
11 "	71 116	12,2	47,94	75 618	9,4	53,01
12 "	70 255	9,3	48,44	74 910	8,3	53,43
1¼ Jahr	68 324	6,2	49,79	73 080	6,3	54,52
1½ "	67 065	4,7	50,23	71 718	4,8	55,30
1¾ "	66 117	3,3	50,70	70 699	3,6	55,85
2 Jahre	65 474	2,3	50,95	69 946	2,0	56,20
3 "	63 688	1,7	51,36	68 277	1,5	56,49
4 "	62 408	1,4	51,41	67 091	1,1	56,55
5 "	61 396	0,9	51,25	66 252	0,9	56,26
6 "	60 734	0,8	50,80	65 538	0,7	55,87
7 "	60 147	0,6	50,29	64 970	0,6	55,35
8 "	59 749	0,4	49,63	64 470	0,5	54,91
9 "	59 462	0,3	48,86	64 100	0,3	54,09
10 "	59 283	0,3	48,01	63 859	0,3	53,30

kaum der Erwähnung, dass einzelne Gruppen, wie die der „Krämpfe", nur sekundäre Todesursachen umfassen.

Knaben:

Todesursache	Alter in Jahren						
	0—¼	¼—½	½—¾	¾—1	1—2	2—5	5—10
Masern	4	31	84	114	265	152	31
Scharlach	2	3	10	17	98	349	212
Diphtherie, Croup	14	18	56	104	536	1284	678
Keuchhusten	107	180	178	149	240	68	8
Sonstige Infektionskrankheiten	178	47	21	18	25	44	46
Lebensschwäche	4 121	175	45	24	—	5	—
Bildungsfehler, „Zahnen", Rhachitis u. s. w. . . .	106	77	118	98	213	52	6
Kinderabzehrung, Atrophie u. s. w.	1 008	572	251	129	196	29	5
Krämpfe	1 591	809	549	334	447	123	22
Sonstige Krankheiten der Nerven und Sinnesorgane .	150	224	214	211	507	689	233
Lungenentzündung	298	424	496	487	1077	401	76
Lungenschwindsucht	44	68	73	65	212	240	125
Sonstige Krankheiten der Respirationsorgane . . .	394	414	358	303	574	233	49
Durchfall u. s. w.	4 011	2925	1582	760	536	85	24
Sonstige Krankheiten	1 053	377	202	129	237	400	407
Ueberhaupt . .	13 081	6344	4237	2942	5163	4154	1922

Mädchen:

Todesursache	Alter in Jahren						
	0—¼	¼—½	½—¾	¾—1	1—2	2—5	5—10
Masern	6	22	82	109	291	145	30
Scharlach	1	4	10	14	100	350	230
Diphtherie, Croup	13	18	46	85	489	1273	866
Keuchhusten	109	138	154	146	280	114	10
Sonstige Infektionskrankheiten	165	52	20	15	28	39	41
Lebensschwäche	3 366	186	35	17	—	—	—
Bildungsfehler, „Zahnen“, Rhachitis u. s. w.	88	60	91	83	176	52	8
Kinderabzehrung, Atrophie u. s. w.	785	521	206	127	193	27	10
Krämpfe	1 235	562	423	306	412	129	25
Sonstige Krankheiten der Nerven und Sinnesorgane	113	178	184	194	506	661	266
Lungenentzündung	250	345	407	485	1135	472	99
Lungenschwindsucht	30	60	60	61	217	301	167
Sonstige Krankheiten der Respirationsorgane	328	347	334	307	632	245	50
Durchfall u. s. w.	3 400	2700	1509	776	524	84	33
Sonstige Krankheiten	920	337	181	117	225	335	366
Ueberhaupt	10 809	5530	3742	2842	5208	4227	2201

Von 13 081 Knaben, die unter 100 000 Geborenen, jährlich nach der Sterbetafel im Alter bis zu drei Monaten sterben würden, stürben also 4121 an Lebensschwäche, 1008 an Atrophie u. s. w. Krankheiten, wie Scharlach, Diphtherie und Masern nehmen erst bei höheren Altersstufen eine bevorzugte Stellung ein. Dagegen spielen die Verdauungskrankheiten eine mit wachsendem Alter immer abnehmende Rolle; sowohl absolut wie relativ sterben viel mehr Kinder in den ersten Monaten an Durchfall (bezw. Brechdurchfall, Magen- und Darmentzündung, Magen- und Darmkatarrh) als späterhin. Wir haben im 8. Kapitel gesehen, dass die Ernährungsweise der Kleinkinder eben wegen der Verdauungskrankheiten in den periodischen Bewegungen der Sterblichkeit von hervorragendem Einfluss ist; ich werde jetzt dieser Frage etwas näher treten.

3. Schon in der statistischen Litteratur der siebziger Jahre und früher findet man Beobachtungen über die Wirkung der Ernährung. So führt Zuelzer (1878) an, dass nach einer Untersuchung des Gesundheitszustandes der neun Monate alten Kinder in Brighton unter den mit Mutterbrust allein ernährten 62 Proz. gut, 14 Proz. schlecht (also etwa ¼ mittelmässig genährt) waren; wohingegen unter den Kindern, welche künstlich genährt wurden, sich nur 10 Proz. gut genährte neben 64 schlecht genährten fanden [1]). Nach Beobachtungen in Mühlhausen fand Vacher [2]), dass von Kindern, welchen die Mutterbrust gereicht wurde, unter 750 188 oder 25 Proz. im ersten Jahre starben, von 69 Kindern, die nicht gesäugt wurden, dagegen 49, also über ⅔. Kuborn hat ein kleines Kompendium derartiger Beobachtungen zusammengebracht [3]). Crequy (1869)

1) Ueber die Ernährung der Säuglinge mit Kuhmilch (Separat-Abdruck aus der Deutschen Zeitschrift für praktische Medizin 1878).

2) Journal de la soc. de stat., de Paris 1871.

3) Des Causes de la mortalité comparée de la première enfance. Paris et Bruxelles 1878, p. 103 f.

fand bei 299 Kindern, dass in den ersten drei Monaten nach der Geburt von 235, welche die Brust erhalten hatten, nur 25 oder etwa $\frac{1}{10}$ starben, während von 64 mit der Flasche ernährten 33, also über die Hälfte dem Tode anheimfielen. In einer 1877 veröffentlichten Abhandlung berichtet Kőrösy, dass unter im ersten und zweiten Lebensjahre gestorbenen Kindern von 450, die zu Hause gesäugt waren, im ersten Lebensjahre sieben Zehntel starben, dagegen von 76, die zu Hause künstlich aufgezogen waren, neun Zehntel. Namentlieh trat Diarrhoe besonders häufig in der letzten Gruppe auf[1]).

Indessen darf man nicht ohne weiteres diese Ergebnisse als unter den heutigen Verhältnissen zutreffend auffassen. Seit den siebziger Jahren hat die Hygiene einen solchen Aufschwung genommen, dass man jedenfalls neuerer Beobachtungen bedarf, weil die modernen Erfindungen zur künstlichen Ernährung der Kinder aller Wahrscheinlichkeit nach viele Gefahren beseitigt haben, welche früher auf das Leben des Kindes lauerten. Hierzu kommen auch wesentliche theoretische Bedenken. So dürften oft unmittelbar nach der Geburt gestorbene Kinder als nicht gesäugte gerechnet sein, während sie faktisch eine neutrale Stellung einnehmen. Dadurch kann leicht die Wirkung der künstlichen Ernährung übertrieben werden.

Zu diesem und ähnlichen Bedenken kommt dann schliesslich hinzu, dass viele derartige Untersuchungen nur auf einer recht knappen Beobachtungsgrundlage fussen und schon aus diesem Grunde die Schlüsse häufig unsicher genug sind.

Um die Frage zu beleuchten, hat Böckh bei den Volkszählungen nach der Ernährungsweise der Kleinkinder gefragt und ferner Jahr für Jahr (seit 1878) die Ernährungsweise der verstorbenen Kinder erhoben[2]). Unter 37316 am 1. Dezember 1895 gezählten unter einjährigen Kindern erhielten 16097 Muttermilch allein und 536 Ammenmilch, während 16918 allein mit Tiermilch ernährt wurden, und wiederum von diesen nur 1778 mit sterilisierter Milch. Die Ernährung mit Brustmilch nahm selbstverständlich mit zunehmendem Alter ab; von Kindern unter einem Monat wurden 67 Proz. mit Brustmilch allein ernährt, von Kindern im zwölften Lebensmonat nur 26 Proz. Böckh verfährt nun in der Weise, dass er vorerst die nach der Sterbetafel Ueberlebenden in jedem Altersmonat nach der Ernährungsweise entsprechend den Volkszählungsergebnissen verteilt und analog die Sterbefälle der Sterbetafel in jeder Altersklasse nach den Ergebnissen der Mortalitätsstatistik. Hierzu mag nur bemerkt werden, dass die Todtgefundenen und die am ersten Lebenstage Verstorbenen nicht berücksichtigt werden sollten, so dass also die voraussichtliche Sterblichkeit im ersten Monat um etwa ein Viertel zu vermindern ist. Die unaufgeklärten Fälle sind recht wenig zahlreich bei der Volkszählung (1895 nur zwei pro mille), dagegen ziemlich häufig bei den jährlichen Ermittelungen der Sterblichkeit (1896 ausser den am ersten Tag Verstorbenen sogar ein Siebentel der Todesfälle) und eine Pro rata-Verteilung der unaufgeklärten Fälle hat somit einige Bedenken, die jedoch gegenüber den grossen Verschiedenheiten der Sterblichkeit, welche sich ergeben, zum guten Teil ohne Belang sind, zumal da die Ergebnisse nach

---

1) Die Kindersterblichkeit in Budapest während der Jahre 1874 u. 1875. Berlin 1877.

2) Vgl. u. a. Böckh, Tabellen betreffend den Einfluss der Ernährungsweise auf die Kindersterblichkeit. Bull. de l'Inst. intern. de stat., II, 1887, ferner die Statistischen Jahrbücher der Stadt Berlin, namentlich für 1885, 1890—91 und 1895—96.

jeder Volkszählung recht konstant sind. Doch werden diese Ergebnisse immerhin bei den kleineren Gruppen am leichtesten unsicher werden. Für die beiden Hauptgruppen (die mit Brustmilch und die mit Tiermilch Ernährten) erhält man nun nach den angeführten Berechnungen für 1895 bis 1896 im Durchschnitt die folgenden Zahlen.

Von 10 000 Kindern starben binnen Monatsfrist:

Alter (Monate)	Brustmilch	Tiermilch
0	201	1120
1	74	588
2	46	497
3	37	465
4	26	370
5	26	311
6	26	277
7	24	241
8	20	213
9	30	191
10	31	168
11	39	147

Wie man sieht, bezeichnet die Ernährung mit Brustmilch einen ungeheuren Vorteil; im ersten Monat ist die Sterblichkeit 5—6mal so gross in der Gruppe der künstlich ernährten Kinder wie bei den mit Brustmilch ernährten, im zweiten Monat 8mal u. s. w.

Was die Surrogate betrifft, so ist der Unterschied noch grösser; man findet hier für den ersten Monat eine Sterblichkeit gleich 37 Proz., doch ist die Beobachtungsgrundlage so wenig umfassend, dass man dabei kaum noch auf festem Boden steht.

Zu wesentlich denselben Ziffern gelangt man auch nach den Volkszählungen von 1885 und 1890. Sollen nun wiederum diese Ergebnisse ein allgemeines Zutrauen gewinnen, wird es sich empfehlen, sie noch auf andere Weise zu stützen. Wir versuchen dies an der Hand der Todesursachen-Statistik, ähnlich wie im 8. Kapitel (p. 306). In der nachstehenden Tafel habe ich die Ergebnisse für 1893—97 zusammengefasst. Zu Verdauungskrankheiten sind hierbei Ruhr, Magenkatarrh, gastrisches Fieber, Durchfall, Brechdurchfall, Magen- und Darmkatarrh bezw. Magen- und Darmentzündung gerechnet. Die zweite Gruppe umfasst „Lebensschwäche‘, und „Erschöpfung“, Atrophie und Abzehrung, die dritte endlich Starrkrampf, Wundstarrkrampf und „sonstige Krämpfe“.

Auf 100 Todesfälle in jeder Gruppe der Ernährung und jeder Altersklasse kamen Todesfälle an

Alter	Verdauungskrankheiten bei Ernährung mit			Lebensschwäche u. s. w. bei Ernährung mit			„Krämpfen“ bei Ernährung mit		
	Brustmilch	Tiermilch	Surrogaten mit oder ohne Kombination mit Brust- od. Tiermilch	Brustmilch	Tiermilch	Surrogaten	Brustmilch	Tiermilch	Surrogaten
0—1 Monat	10	32	38	39	46	43	26	10	7
1—2 Monate	23	52	62	17	24	20	18	8	5
2—3 „	29	52	56	11	17	20	17	11	6
3—6 „	26	50	59	6	12	14	18	12	9
6—9 „	18	42	56	2	6	8	14	12	8
9—12 „	13	30	39	3	4	7	7	12	6
0—1 Jahr	17	43	53	22	18	18	20	11	7

Man erkennt aus diesen Zahlen, dass die Verdauungskrankheiten als Todesursachen eine verhältnismässig sehr untergeordnete Rolle bei den Brustkindern spielen, sowie dass auch Lebensschwäche u. dgl. bei ihnen verhältnismässig seltener vorkommen, umgekehrt aber Krämpfe viel häufiger. Sterblichkeitsziffern lassen sich natürlich aus den Zahlen nicht ableiten, da letztere ja nur auf den Todesfällen allein fussen. Dagegen lassen sich aus ihnen gewisse Schlüsse mit Rücksicht auf das Verhältnis der Sterblichkeitskoeffizienten versuchen und zwar mittelst folgender Ueberlegung. Denken wir uns, um die Minimalwirkung der Ernährungsweise zu beurteilen, dass dieselbe nur die Zahlen der Todesfälle an Verdauungskrankheiten und Lebensschwäche ungleichmässig beeinflusst, sich also den übrigen Todesursachen gegenüber indifferent verhält. Es wird dann die Wahrscheinlichkeit, an einer anderen Krankheit zu sterben, dieselbe sein, gleichgültig, ob das Kind mit Brustmilch ernährt wird, oder nicht. Nun rühren bei den mit Brustmilch ernährten Kindern des ersten Lebensjahres 49 Proz. der Todesfälle von Verdauungskrankheiten oder Lebensschwäche her, also 51 Proz. von anderen Krankheiten, bei den mit Tiermilch Ernährten 78 bezw. 22, bei den übrigen 81 bezw. 19. Statt dass also die Todesfälle an Verdauungskrankheiten etc. zu den übrigen bei den mit Tiermilch ernährten Kindern auch im Verhältnis von 49:51, d. h. 21:22 stehen, ist das Verhältnis 78:22, und bei den mit Surrogaten ernährten statt 18:19 gar 81:19. Die Sterblichkeit an Verdauungskrankheiten ist also bei den mit Tiermilch ernährten Kindern im Verhältnis 21:78, bei den mit Surrogaten ernährten im Verhältnis 18:81 höher als bei den Brustkindern. Es bedeutet das eine Erhöhung auf das Vierfache. Die Erhöhung der Sterblichkeit für alle Todesursachen zusammen würde $\frac{51}{22}$ bezw. $\frac{51}{19}$, d. h. etwa $2\frac{1}{3}$ und $2\frac{2}{3}$ betragen.

Thatsächlich dürfte sich die Erhöhung, nach den Volkszählungsergebnissen zu urteilen, noch viel bedeutender stellen, es dürfte also überhaupt (also auch nicht nur gegenüber den Verdauungskrankheiten mit der Lebensschwäche) die Widerstandsfähigkeit für die künstlich ernährten Kinder eine geringere sein. Für den zweiten Lebensmonat gelangt man auf demselben Wege zu dem Ergebnis, dass die Sterblichkeit der mit Tiermilch Ernährten $2\frac{1}{2}$ mal, der mit Surrogaten ernährten $3\frac{1}{3}$ mal so gross, wie unter Brustkindern wäre. Ganz naturgemäss stellt sich nach diesem Gedankengang das Verhältnis viel weniger ungünstig für die älteren Kinder.

Jedenfalls scheint die Wirkung der verschiedenen Ernährung eine ausserordentlich grosse zu sein, so dass es gilt, um einen Ueberblick über die Sterblichkeitsverhältnisse in verschiedenen Ländern zu gewinnen, vor allem die Volkssitten und übrigen Bedingungen mit Rücksicht auf die Ernährung zu erforschen. Nach der Berliner Volkszählung von 1895 herrschten schon nicht unwesentliche Verschiedenheiten beziehentlich der Ernährungsweise der Kleinkinder in den verschiedenen Gesellschaftsklassen. Wenn man in der Industrie die Selbständigen und Abhängigen unterscheidet, so ergiebt sich, dass in der ersteren Gruppe etwa 38 Proz. der Kinder unter einem Jahr mit Muttermilch und 4 Proz. mit Ammenmilch ernährt wurden. In der letzteren Gruppe war der Prozentsatz der mit Muttermilch Ernährten dagegen 47, während übrigens nur ein verschwindender Teil Ammenmilch erhielt. Gewissermassen standen somit die Selbständigen am ungünstigsten da, aber unter den 48 bezw. 44 Proz. mit Tiermilch Ernährten bekamen 8 bezw. 2 Proz. sterilisierte

Milch, und dadurch gewann also die Klasse der Selbständigen wieder einen Vorsprung. Aehnliche Verhältnisse konnte man beim Handel beobachten. Die Selbständigen wiesen hier für Mutter- und Ammenmilch 36 bezw. 8 Proz. auf, die Abhängigen 44 bezw. 2, und 10 bezw. 7 unter den 46 bezw. 44 Proz. mit Tiermilch Aufgezogenen erhielten sterilisierte Milch.

Die Kinder der subalternen Beamten wurden häufiger als die der höheren Beamten mit Brustmilch genährt, aber die Mehrzahl der in letzterer Klasse mit Tiermilch ernährten erhielt sterilisierte Milch, was bei weitem nicht für die erstere Klasse galt. Der grösste Unterschied war jedoch mit Rücksicht auf die Klasse „ohne Beruf" zu konstatieren; hier waren nur 8 Proz. mit Brustmilch allein ernährt, 81 Proz. dagegen mit Tiermilch allein, und unter diesen 81 Proz. erhielten nur 3 Proz. sterilisierte Milch. Solche Verschiedenheiten in der Ernährungsweise treten auch bei Unterscheidung nach der Zahl der Wohnräume der Familie hervor, wie dabei überhaupt viele interessante Erscheinungen ans Licht treten. Dasselbe gilt für die Verteilung nach dem Alter der Mutter, doch ist es hier wegen des sehr abweichenden Heiratsalters in den einzelnen Gesellschaftsklassen nicht leicht, zu ganz einwandfreien Ergebnissen zu gelangen. Es scheint mit zunehmendem Alter die Häufigkeit des Säugens zu steigen, bis das Maximum in den 30er Jahren erreicht wird.

Von grosser Bedeutung ist die Unterscheidung nach der Ernährungsweise, wo es sich um die Sterblichkeit der ausserehelichen Kinder handelt. Im Jahre 1897 starben in Berlin 856 eheliche Kinder unter einem Jahre, die mit Brustmilch ernährt worden waren, und 112 aussereheliche (also etwa ein Achtel der ehelichen). Während aber 5080 ausschliesslich mit Tiermilch ernährte eheliche Kinder starben, starben nicht weniger als 1593 ebensolche aussereheliche. Auf jedes verstorbene eheliche Kind, das Brustmilch erhalten hatte, kamen also etwa sechs verstorbene, mit Tiermilch ernährte, unter Ausserehelichen war die Proportion etwa 1 : 14. Dieser Unterschied wird sehr leicht einen ausserordentlich grossen Unterschied in der Sterbenswahrscheinlichkeit bei beiden Gruppen zur Folge haben[1]). Böckh hat die Ergebnisse der Volkszählung von 1885 auf diese Aufgabe hin bearbeitet (vgl. die oben citierte Abh. im Bull. intern.). Er gelangte allerdings nicht zu ganz sicheren Ergebnissen, da z. B. die mutterlosen Kinder zur Kategorie der ausserehelichen gerechnet werden mussten (Böckh veranschlagt selbst die obere Grenze des Fehlers auf 1 Proz.). Aber zu einem vorläufigen Umriss der Sterblichkeitsverhältnisse auf diesem Gebiete dürfte die Arbeit wohl verwendbar sein. Nach diesen Erhebungen wurde gegen ein Drittel der ehelichen Kinder mit Tiermilch und gegen drei Fünftel mit Brustmilch ernährt, unter den unehelichen dagegen über drei Fünftel mit Tiermilch und ein Drittel mit Brustmilch, also gerade das umgekehrte Verhältnis. Ist nun z. B. die Sterblichkeit in der Gruppe der Ehelichen bei Ernährung mit Brustmilch nur ein Sechstel der bei Ernährung mit Tiermilch gefundenen, und überträgt man diese Zahlen auf die Ausserehelichen, so wird sich schon eine bedeutende Erhöhung der Sterblichkeit erwarten lassen; die Sterblichkeitssätze würden sich wohl wie 2 : 3 verhalten, falls man die übrigen Ernährungsarten ausser Betracht lassen darf. Doch wird diese ungünstige Verteilung nach Ernährungsweise allein nicht ausreichen, um die Mehr-

1) In Wien scheinen die Unehelichen verhältnismässig häufig mit Brustmilch ernährt zu werden. Vgl. Bratassević, Die Kindersterblichkeit Wiens in den letzten 25 Jahren (1869—94). Stat. Monatsschrift, XXI, 1895.

sterblichkeit der ausserehelichen Kinder zu erklären. So fand Böckh die folgenden Sätze für die Sterblichkeit von 1885:

Binnen Monatsfrist starben unter 10 000:

Alter (Monate)	Ehelichen		Unehelichen	
	bei Ernährung mit			
	Muttermilch	Tiermilch	Muttermilch	Tiermilch
0	196	1028	267	1252
1	76	580	143	915
2	64	544	63	887
3	58	478	75	801
4	49	441	46	720
5	44	424	31	525
6	42	444	80	417
7	47	325	26	389
8	50	282	38	363
9	47	259	45	260
10	59	218	81	276

Im ganzen ist die Sterblichkeit in jeder Gruppe am ungünstigsten für die Ausserehelichen, aber wegen der Mängel und der Begrenztheit des Materials sind die Zahlen recht uneben. Versucht man nun diese Unebenheiten einigermassen zu beseitigen, indem man nach den Erhebungen der Volkszählung die Sterblichkeit unter Unehelichen auf Grundlage der Sätze für die Ehelichen budgetiert, so erhält man als Gesamtergebnis, dass die Sterblichkeit in den ersten 11 Monaten bei Muttermilchernährung die erwartungsmässige um etwa drei Zehntel übersteigt, bei Tiermilchernährung um etwa vier Zehntel. Ausser der Ernährung sind also noch andere, hier nicht konstatierbare Ursachen im Spiel. Es ist übrigens nicht unwahrscheinlich, dass die Ernährung der Ehelichen mit Tiermilch sorgfältiger gehandhabt wird, als die der Unehelichen, und so sich das für letztere gefundene höhere Plus ganz oder teilweise erklärt.

4. Aber nicht nur die Ernährung übt einen ausserordentlichen Einfluss auf die Sterblichkeit, auch die erbliche Belastung und die Ansprüche, die an den Organismus der Mutter gestellt werden, spielen eine hervorragende Rolle. Dies wurde schon 1874 von Ch. Ansell in seiner Statistics of Families nachgewiesen, indem er den Einfluss der Geburtenfolge zu bestimmen suchte und dabei zu dem Ergebnis gelangte, dass die Vitalität des zweiten und dritten Kindes grösser war als bei dem ersten, und dass dann wieder die Sterblichkeit mit zunehmender Geburtsnummer von der vierten Geburt an zunahm.

Von 1000 lebendgeborenen Kindern überleben die folgenden Altersstufen:

Alter	1. Kind	2. Kind	3. Kind	4. bis 6. Kind	7. Kind und spätere
Sämtliche Geborene .	1040	1020	1015	1017	1021
Lebendig Geborene .	1000	1000	1000	1000	1000
½ Jahr	937	951	953	946	930
1 „	918	930	931	922	903
2 Jahre	900	910	912	898	876
5 „	877	884	889	874	850
10 „	856	862	863	853	825
15 „	836	845	847	835	813
25 „	777	788	785	778	755
35 „	718	723	720	715	696
45 „	658	653	655	654	635

Die verschiedene Todtgeburtenfrequenz habe ich schon im vorigen Kapitel besprochen. Vorstehende Tafel erweist eine Fortsetzung dieser Verhältnisse. Für die ersten fünf Lebensjahre kann man aus Ansell's Zahlen (hier sind sie gekürzt) die folgenden Sterbenswahrscheinlichkeiten berechnen.

Von 1000 Personen jeder Altersgrenze starben, bevor sie die nächste Altersklasse erreichten.

Alter	1. Kind	2. Kind	3. Kind	4. bis 6. Kind	7. Kind und spätere
0 Jahr	63	49	47	54	70
6 Monate	21	22	23	26	30
1 Jahr	20	21	21	25	29
2 Jahre	26	29	25	21	31
5 (bis 10) Jahre .	24	25	29	31	28

Das erste Kind hat also anfangs weit schlechtere Lebenschancen als das zweite oder dritte. Später gleichen sich die Differenzen aus, die Erstgeborenen suchen gewissermassen das Versäumte wieder einzuholen, was sich von den Geborenen höherer Nummer nicht sagen lässt. Späterhin im Leben scheint sich eine Wirkung der Geburtenfolge nicht mehr geltend zu machen.

Von 1000 10jährigen würden nach Ansell's Tafel das Alter 45 erreichen:

Erste Kinder . . .	768
Zweite „ . . .	757
Dritte „ . . .	759
4. bis 6. Kinder . .	767
7. Kinder und spätere	769

Die hier auftretenden Abweichungen müssen vorbehaltlich weiterer Beobachtungen als zufällige angesehen werden, da das Material nicht ohne Fehlerquellen und namentlich für die höheren Altersjahre etwas begrenzt ist.

Die hier für das Säuglingsalter gefundenen Zahlen stimmen mit dem überein, was Geissler auf Grundlage von Individualbeobachtungen betreffend den sächsischen Bergmannsstand gefunden hat[1]).

Danach starben von 100 Geborenen im ersten Lebensjahre:

1. Kind	23	7. Kind	31
2. „	20	8. „	33
3. „	21	9. „	36
4. „	23	10. „	41
5. „	26	11. „	51
6. „	29	12. „ und spätere .	60

Es sind hier die Todtgeburten (wenigstens teilweise) eingeschlossen.

Ebenso konnte folgende Zahlenreihe aufgestellt werden. Von den bisher geborenen Kindern waren im Säuglingsalter gestorben in Ehen mit

3 Kindern	207 pro mille		9 Kindern	259 pro mille
4 „	205 „ „		10 „	257 „ „
5 „	204 „ „		11 „	314 „ „
6 „	228 „ „		12 „	351 „ „
7 „	232 „ „	über	12 „	423 „ „
8 „	239 „ „			

1) Ueber den Einfluss der Säuglingssterblichkeit auf die eheliche Fruchtbarkeit. Zeitschr. d. kgl. sächs. stat. Bur. 1885, XXXI.

5. Um nun in diese Frage etwas tiefer einzudringen, mögen zunächst die Hauptergebnisse einer Bearbeitung der Kopenhagener Volkszählung von 1880 mitgeteilt werden, die von Rubin und mir vorgenommen worden ist[1]). Bei jener Volkszählung wurde das Heiratsjahr einer jeden verheirateten, verwitweten oder geschiedenen Person zur Zeit der letzten Eheschliessung erfragt, ferner die Anzahl der lebenden und endlich die Anzahl der gestorbenen (inkl. todtgeborenen) Kinder aus der Ehe. Indem wir nun alle bestehenden Ehen nach Gesellschaftsklasse, Alter des Ehemannes, Dauer der Ehe und Kinderzahl gruppierten, wurden wir in Stand gesetzt, wenngleich nicht auf so direktem Wege wie wünschenswert, gewisse Schlüsse mit Rücksicht auf die Sterblichkeit zu ziehen. Gehen wir z. B. von der zahlreichsten Gruppe, den Arbeitern, aus, und greifen wir nur die Ehen heraus, welche eben 5, 10 oder 15 Jahre bestanden haben, dann ergiebt sich folgendes:

Ehen mit:	Zahl der Ehepaare	Kinderzahl	Davon gestorben	
			absolut	in Proz.
5jährige Dauer.				
1—4 Kindern . .	748	1949	460	24
5—8 „ . .	49	268	122	46
Zusammen	797	2217	582	26
10jährige Dauer.				
1—4 Kindern . .	247	674	155	22
5—8 „ . .	207	1191	342	29
9 Kindern u. darüb.	7	74	43	58
Zusammen	461	1939	540	28
15jährige Dauer.				
1—4 Kindern . .	145	387	83	21
5—8 „ . .	150	953	320	34
9 Kindern u. darüb.	29	291	156	54
Zusammen	324	1631	559	34

Wie man sieht, ist die Prozentzahl der verstorbenen Kinder nicht auffallend grösser bei 15jähriger als bei 10- oder 5jähriger Ehedauer. Dies liegt offenbar daran, dass die Sterblichkeit sich namentlich auf die erste Zeit nach der Geburt konzentriert. Von 1000 geborenen Kindern werden nicht viel mehr nach 10 als nach 15 Jahren am Leben sein. Dieser Umstand wird nun eine gewisse Freiheit in der Behandlung der Zahlen gestatten, die man sich sonst nicht erlauben dürfte; dadurch gewinnt man den Vorteil, grössere Jahresgruppen zusammenfassen zu können und so ein umfassenderes Beobachtungsmaterial zu haben. Dagegen ist der Unterschied innerhalb der einzelnen Gruppen nach der Kinderzahl ausserordentlich gross. Wir können dies auch aus folgender (wieder für die Arbeiterklasse geltenden) Tafel ablesen.

1) Rubin und Westergaard, Statistik der Ehen. Jena 1890, p. 103 ff.

Von 100 Kindern sind gestorben in Ehen mit einer Dauer von:

Ehen mit	0—4 Jahren	5—9 Jahren	10—14 Jahren	15—24 Jahren	25 Jahren und darüber
1 Kind . . .	12,8	16,8	20,0	18,0	20,2
2 Kindern . .	20,0	20,8	19,1	27,7	33,5
3 " . .	25,6	22,5	25,1	27,6	32,5
4 " . .	38,7	25,5	23,4	28,7	31,7
5 " . .	49,3	34,2	24,5	31,1	36,1
6 " . .	47,2	38,6	31,1	30,4	39,6
7 " . .	66,7	46,1	35,8	33,1	41,1
8 " . .	—	54,5	40,3	40,5	39,1
9 " u. mehr	—	63,2	52,5	41,7	44,0
Zusammen	21,9	27,8	30,9	34,9	39,6

Man ersieht hieraus, dass in jeder einzelnen Ehenreihe ein enger Zusammenhang zwischen der ehelichen Fruchtbarkeit und der Sterblichkeit besteht, wenngleich im einzelnen die Begrenztheit des Beobachtungsmaterials selbstverständlich Unebenheiten hervorruft. Je grösser die eheliche Fruchtbarkeit ist, desto höher ist, und zwar in progressiver Steigerung, die Sterblichkeit. Von fünf Kindern derselben Ehe, die binnen fünf Jahren geboren worden sind, überlebte durchschnittlich nur die Hälfte, wenn die Ehe 5—9 Jahre gedauert hatte, dagegen zwei Drittel und bei 10—14jähriger Dauer gar drei Viertel. Trotz der längeren Zeit, während welcher die Kinder also dem Tode ausgesetzt waren, starben doch weniger, wenn die Kindererzeugung eine weniger beschleunigte war, als im anderen Falle. Diese Zahlen können nun in folgende umgerechnet werden:

Aus der Kinderzahl von 100 Familien waren durchschnittlich noch am Leben bei einer Dauer der Ehe von:

Ehen mit	0—4 Jahren	5—9 Jahren	10—14 Jahren	15—24 Jahren	25 Jahren u. darüber	Gesamtzahl der Geburten
1 Kind	87	83	80	82	80	100
2 Kindern	160	158	162	145	133	200
3 "	223	233	225	217	202	300
4 "	245	298	306	285	273	400
5 "	253	329	377	344	319	500
6 "	317	368	413	418	362	600
7 "	233	377	449	468	412	700
8 "	—	364	478	476	487	800
9 "	—	331	427	525	504	900

Man erkennt, dass die Dauer der Ehe für Familien, die nur wenige Kinder hervorgebracht haben, keine besondere Rolle bezüglich der Kindersterblichkeit spielt. Schon bei den Familien mit vier Kindern ändert sich aber die Sachlage, denn wenn diese Kinder innerhalb einer fünfjährigen Ehe zur Welt gekommen sind, bleiben von 400 Kindern nur 245 übrig, bei 10jähriger dagegen 298, bei 15jähriger 306. Dass bei längerer Dauer wieder ein Rückschlag stattfindet, liegt natürlich an dem weit grösseren zeitlichen Spielraum, welcher hier der Krankheit und dem Tode gelassen ist. Um noch ein Beispiel zu geben, so werden bei Familien mit 7 Kindern, falls diese innerhalb 5 Jahren geboren sind, noch $\frac{1}{3}$ leben, dagegen $\frac{2}{3}$, wenn sich die Geburten auf einen 15—24jährigen Zeitraum verteilen.

Wie man aus den horizontalen Zeilen entnehmen kann, dass, in je kürzerer Zeit eine Ehe eine grosse Zahl von Kindern zur Welt gebracht hat, desto weniger am Leben bleiben, so ergeben die vertikalen, dass dies ebenso gilt, je mehr Kinder in einem gewissen Zeitraum aus einer Ehe hervorgegangen sind. Ueberall finden wir, dass im Gefolge der forcierten Kindererzeugung nach wenigen Jahren eine Decimierung der Kinderzahl, unter Umständen bis auf die Hälfte, eingetreten ist. Die übertriebene Produktion bewirkt nicht nur relativ, sondern sogar absolut genommen einen geringeren Zuwachs als die mässige. In Ehen, welche im Laufe von 5—9 Jahren neun Kinder hatten, waren weniger Kinder am Leben geblieben als in solchen, die während derselben Zeitspanne nur sechs Kinder gezeugt hatten; in solcher Weise rächt also der Tod die forcierte Kindererzeugung.

Um die gewonnenen Ergebnisse zu bestätigen, kann man folgende Tafel aufstellen, die für solche Ehen gilt, die genau 15 Jahre gedauert hatten. Wir haben hier für 100 Ehen der Arbeiterklasse:

Wenn die Kinderzahl

1—4 war	267	Kinder, davon	209	d. h. 78	Proz. am Leben
5—8 „	635	„ „	422	„ „ 66	„ „ „
9 u. darüber war	1000	„ „	466	„ „ 47	„ „ „

Wo die Kinderzahl 1—4 war, hatten die Familien also durchschnittlich $2\frac{2}{3}$ Kinder, wo sie 5—8 war, $6\frac{1}{3}$, d. h. $3\frac{2}{3}$ Geburten mehr per Familie, aber diese ergeben als Nettozuwachs nur durchschnittlich etwa 2 Kinder. Bei wenigstens 9 Kindern kamen auf eine Familie durchschnittlich 10, also $3\frac{2}{3}$ mehr als in der Gruppe mit 5—8 Kindern, und diese vermehrte Kindererzeugung hatte die Nettokinderzahl nur um 0,4 vermehrt. Eine Mehrerzeugung von 365 Kindern hat als Endergebnis ein Mehr von 44 lebenden Kindern. Die abnorme Kinderproduktion zehrt sich also sozusagen selbst auf.

Wir haben hier eine Ursache von ebenso weittragender Bedeutung wie die Ernährungsweise aufgedeckt, und es wird jede Untersuchung der Kindersterblichkeit, um auf fester Grundlage zu fussen, beide Momente genügend berücksichtigen müssen, was allerdings leider meistens nicht möglich ist.

Nun darf man nicht übersehen, dass diese beiden Ursachen selbst vielleicht teilweise nur sekundäre Erscheinungen sind. Die künstliche Ernährung kann durch die schwache Konstitution der Mutter bedingt sein, in welchem Falle die grosse Sterblichkeit teilweise als erbliche Belastung zu erklären wäre. Dagegen kann allerdings eingewandt werden, dass die Ernährung mit Ammenmilch, die wohl häufig dieselbe Ursache hat, nach Böckh's Ermittelungen ebenfalls sehr günstige Ziffern aufweist. Auch können wirtschaftliche und soziale Verhältnisse als mitwirkende Ursachen auftreten. Und was die Häufigkeit der Geburten betrifft, so liegt allerdings nahe, die Sterblichkeitserhöhung teils auf Rechnung einer Ueberanstrengung des mütterlichen Organismus, teils auf die ökonomischen Schwierigkeiten zurückzuführen, die der Beschaffung günstiger Lebensbedingungen für eine zahlreiche Familie oft entgegenstehen; aber man darf nicht übersehen, dass auch eine entgegengesetzte Hypothese aufgestellt werden könnte, die nämlich, dass nicht die vielen Kinder die aussergewöhnliche Sterblichkeit hervorrufen, sondern umgekehrt die grosse Sterblichkeit die vielen Kinder, insofern der Kinderverlust physiologisch

und psychologisch die weitere Kindererzeugung ermöglicht und nahelegt. Es wird daher notwendig sein, tiefer zu graben, um die einzelnen Ursachen voneinander zu trennen; soviel steht aber fest, dass, wo viel Leben gesäet wird, noch mehr Tod gesäet wird, und dass dies hauptsächlich dann gilt, wenn die Kinderzahl weit über die normale hinauswächst, indem dann der Tod eine abnorme Ernte hält. Dass die grössere Sterblichkeit mit einer grösseren Fruchtbarkeit in Verbindung steht, hat Geissler in der oben citierten Abhandlung nachgewiesen. Hatte das vorhergeborene Kind den ersten Geburtstag überlebt, dann war die durchschnittliche Zeit zwischen zwei aufeinanderfolgenden Geburten 2,2 Jahre, war das Kind früher verstorben, nur 1,7, also ein Unterschied von ½ Jahr.

Um einen ferneren Beitrag zur Lösung der Frage nach der Wechselwirkung zwischen Fruchtbarkeit und Sterblichkeit zu liefern, habe ich einen Teil des Materials bearbeitet, über welches Ch. Ansell verfügt hat[1]). Die Möglichkeit hierzu verdanke ich dem freundlichen Entgegenkommen der National Life Assurance Society. Es handelt sich hier um ein durchaus homogenes Material aus Familienaufzeichnungen in wohlsituierten Klassen der Bevölkerung, weshalb es überflüssig ist, nach Wohlstandsgruppen zu unterscheiden. Ich habe nun alle die Ehen herausgesucht, welche volle 5 Jahre bestanden haben, doch der Einfachheit wegen mit Weglassung aller Ehen, in denen Zwillingsgeburten vorkamen, und aller Fälle, wo der Mann nach dem Tode seiner Frau eine neue Ehe eingegangen ist. Die so ermittelten Ehen wurden dann teils nach der Kinderzahl während der ersten 5 Jahre, teils nach dem Alter der Mutter auseinandergezogen, da dieses letztere Moment, wie wir im vorigen Kapitel gesehen haben, einen nicht unerheblichen Einfluss üben kann. Für jedes Alter der Mutter wurden dann die Sterblichkeitsquotienten des erstgeborenen Kindes, des zweitgeborenen u. s. w. berechnet und mit den beobachteten Zahlen verglichen.

Es wurden endlich die Ergebnisse für alle Altersgruppen zusammengezogen und auf diese Weise die folgende Uebersicht über die Verteilung der 855 Todesfälle erhalten.

	Ehen, aus welchen während der ersten fünf Jahre ihres Bestandes										Zusammen Todesfälle
	ein		zwei		drei		vier		fünf		
	Kinder hervorgegangen sind										
	Beobachtung	Berechnung	Beobachtung	Berechnung	Beobachtung	Berechnung	Beobachtung	Berechnung	Beobachtung	Berechnung	
Todtgeborene . . .	4	6,7	19	21,9	35	35,7	15	9,8	1	0,2	74
Gestorbene 0—1 Jahre	27	27,9	109	131,8	241	266,4	152	110,3	15	7,7	544
„ 1—2 „	4	4,0	22	24,6	53	50,7	22	21,1	0	0,5	101
„ 2—3 „	1	1,6	12	12,5	21	24,5	11	6,2	1	1,1	46
„ 3—4 „	1	2,3	11	11,7	30	25,3	9	11,3	0	0,4	51
„ 4—5 „	1	1,7	8	11,0	24	20,2	4	5,9	2	0,0	39
Zusammen	38	44,2	181	213,5	404	422,8	213	164,6	19	9,9	855

1) Ueber den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit. Assekuranz-Jahrbuch, XVI, 1895. Ein Teil der hier mitgeteilten Ergebnisse wurde bisher nicht veröffentlicht.

Man sieht, dass Familien mit 1—3 Kindern aus den ersten 5 Jahren der Ehe verhältnismässig weniger Kinder verloren haben, als die zahlreicheren Familien, die 4 oder 5 Kinder (also fast eine Geburt jährlich) gezeugt haben. Im ganzen ergiebt sich, dass die Familien mit 1—3 Kindern 623 Todesfälle gegen 680,5 erwartungsmässige aufweisen, Familien mit einer intensiveren Kindererzeugung 232 gegen 174,5. Dieser Unterschied, welcher übrigens wesentlich auf dem ersten Lebensjahr beruht, ist so gross, dass er aller Wahrscheinlichkeit nach nicht ausschliesslich auf Zufälligkeiten beruhen wird; das gefundene Resultat stimmt ja auch ganz mit den oben gefundenen Zahlen für Kopenhagen überein. — Setzt man die Sterblichkeit in Familien mit nur 1—3 Kindern gleich 100, so stellt sich die entsprechende Zahl für die stärkeren Familien auf 145. Interessant ist es zu sehen, dass bei Ehen, aus denen viele Kinder entsprossen sind, auch die Erstgeborenen eine Uebersterblichkeit zu haben scheinen, was mit der oben erwähnten Thatsache übereinstimmen würde, dass der Tod eines Kindes zur Erhöhung der Fruchtbarkeit beitragen kann.

Führen wir denselben Prozess für die Ehen durch, welche 10 Jahre bestanden haben, so gelangen wir zu ähnlichen Ergebnissen, wie die folgende kurze Uebersicht zeigen möge.

Ehen, welche 10 Jahre bestanden.

Anzahl der Kinder während der ersten 10 Jahre	Anzahl der Todesfälle nach Beobachtung	Anzahl der Todesfälle nach Berechnung
1	10	18,0
2	53	49,7
3	98	106,3
4	177	203,7
5	286	303,7
6	343	311,6
7	165	146,9
8	45	37,8
9	8	5,7
1—5	624	681,4
6—9	561	502,0
Zusammen	1185	1183,4

Familien mit höchstens 5 Kindern während der 10 Jahre weisen also eine günstigere Sterblichkeit auf, als die mit mehr Kindern; der Zwischenraum zwischen zwei Geburten sollte folglich, um den günstigsten Gesundheitszustand in Aussicht zu stellen, nicht weniger als etwa 2 Jahre betragen.

Um nun unmittelbar zu untersuchen, ob die durch die Todesfälle beschleunigte Fruchtbarkeit die Erklärung der grossen Sterblichkeit in den kinderreichen Familien enthält, oder ob eine positive schädliche Einwirkung der forcierten Kindererzeugung bemerkbar ist, habe ich das englische Material einer diesbezüglichen Untersuchung unterworfen. Da der Einfluss des Alters der Mutter hier von geringerer Bedeutung ist, wie wir gleich sehen werden, so habe ich nur die Geburtenfolge berücksichtigt, indem ich die Geburten nach der seit der voraufgehenden Geburt verflossenen Zeit rubrizierte.

Wo die Geburtstage unbekannt waren, habe ich dieselben in die Mitte des Jahres verlegt; wo ein Kind in dem auf das Geburtsjahr folgenden Kalenderjahr starb, ohne dass Geburts- und Todestage bekannt sind,

habe ich angenommen, dass es beim Tode unter 1 Jahr alt war. Familien mit Zwillingen sind auch hier weggelassen. Todtgeburten sind dagegen eingeschlossen.

Das Hauptergebnis ist aus der folgenden Tafel ersichtlich.

Die zwischen der Geburt und der vorhergehenden Geburt verflossene Zeit:	Anzahl der Geburten	Unter 1 Jahr alt starben		1—5 Jahre alt starben		Von 100 Geborenen starben bis zum 5. Geburtstag
		absolut	in Proz. der Geborenen	absolut	in Proz. der Einjährigen	
1 Jahr oder weniger . .	1 949	299	15,3	88	5,3	19,9
1 Jahr bis 2 Jahre . .	12 415	1106	8,9	580	5,1	13,6
Ueber 2 Jahre	6 938	500	7,2	319	5,0	11,8
Zusammen	21 302	1905	8,9	987	5,1	13,6

Diese Uebersicht enthüllt eine ungeheure Differenz zu Ungunsten der Kinder, welche schnell hinter Geschwistern zur Welt kamen, und zwar zeigt sich diese Differenz hauptsächlich im ersten Lebensjahre. Wenn ein Kind über 2 Jahre hinter einem Bruder oder einer Schwester geboren wurde, ist die Gefahr, im ersten Lebensjahr zu sterben (incl. Todtgeburt) nur 7 Proz. gewesen, wenn dagegen der Zwischenraum 1 Jahr oder weniger betrug, war die Sterblichkeit gleich 15 Proz. Dieser Unterschied erstreckt sich nun, wie die folgende Uebersicht lehrt, über alle Geburtsnummern:

Nummer des Kindes	Zeit nach der voraufgehenden Geburt					
	1 Jahr oder weniger		1—2 Jahre		Ueber 2 Jahre	
	Von 100 Geborenen starben					
	im ersten Jahre	0—5 Jahre alt	im ersten Jahre	0—5 Jahre alt	im ersten Jahre	0—5 Jahre alt
2	16	20	7	12	6	11
3	15	19	8	12	6	11
4	15	20	9	14	6	10
5—6	16	21	9	14	7	11
7—9	12½	18	10	15	9	14
10 und mehr	20	23	13	18	10	15

Von den Kindern der Geburtsnummern 2—4, die erst 2 Jahre nach dem vorhergehenden Kinde geboren wurden, starben also (incl. Todtgeburten) nur 6 Proz. im ersten Jahre, während die Sterblichkeit 15—16 Proz. war, wenn erst 1 Jahr oder weniger verflossen war. Man hat hier somit ein sprechendes Zeugnis für die Gefahren einer forcierten Kindererzeugung. Es wäre sehr zu wünschen, dass die Frage im Auge behalten würde, da Arbeiten über diesen Gegenstand noch äusserst spärlich vorliegen.

6. Man könnte nun fragen, ob nicht auch das Alter der Eltern einen erheblichen Einfluss üben kann, und dann vor allem das Alter der Mutter; wir haben ja bei den Todtgeburten einen solchen Einfluss kennen gelernt. Bei Elimination der Geburtenfolge erhält man die folgenden Ergebnisse, bei denen übrigens der kleine Unterschied zwischen

der beobachteten und der berechneten Gesamtzahl durch das Rechnen mit abgekürzten Decimalen veranlasst worden ist.

Anzahl der Todesfälle vor Vollendung des fünften Lebensjahres
(Todtgeburten nicht mitgerechnet)

Alter der Mutter	nach Beobachtung	nach Erwartung
15—19 Jahre	39	37,1
20—24 „	555	498,8
25—29 „	1030	1028,4
30—34 „	1225	1255,2
35—39 „	924	934,7
40— „	470	487,4
Zusammen	4243	4241,6

Die Sterblichkeit ist also in den verschiedenen Gruppen ziemlich die gleiche, doch beruht möglicherweise die Differenz in der Altersgruppe 20—24 auf einer wirklich vorhandenen, ungünstig wirkenden Ursache, und nicht allein auf Zufälligkeiten; ich werde gleich auf diese Frage zurückkommen. Schliesst man die Todtgeburten mit ein, so erhält man übrigens nicht sehr abweichende Resultate, da die Anzahl derselben nur ein verhältnismässig unbedeutender Bruchteil der Gesamtzahl der Todesfälle ist.

Zu einem ähnlichen Ergebnisse gelangte ich durch eine Bearbeitung der dänischen Stammtafellitteratur. Ich begnüge mich mit einem kurzen Auszug aus den sehr detaillierten Berechnungen, da das Material recht bedeutenden Fehlerquellen unterworfen ist. Es sind nämlich als Kleinkinder verstorbene Personen häufig nicht aufgeführt worden, wie dies teils aus den bezüglichen niedrigen Sterblichkeitsquotienten ersehen werden kann, teils daraus folgt, dass die Kinder aus 1800—1849 geschlossenen Ehen gegen alle sonstige Erfahrung eine etwas geringere Sterblichkeit haben, als die aus Ehen jüngeren Datums hervorgegangenen. Letztere Thatsache ist ja nämlich wohl nur so zu erklären, dass jene Fehler des Materials häufiger sind für die ältere als für die jüngere Periode. Natürlich wird auf diese Weise die Wirkung der Geburtenfolge verdunkelt, indem ein als zweites Kind geborener Knabe vielleicht fehlerhaft als erstgeborenes verzeichnet ist u. s. w. Doch wirkt es beruhigend, dass die Ergebnisse für beide Perioden in gutem Einklang stehen.

Dänische Stammtafeln.

Alter der Mutter (Jahre)	Periode 1800—49		Periode 1850—		Zusammen	
	Anzahl der Todesfälle vor Vollendung des fünften Lebensjahres nach					
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
unter 20	23	20,9	23	17,0	46	37,9
20—	182	164.6	225	223,1	407	387,7
25—	301	290,5	422	414,6	723	705,1
30—	292	297,7	361	359,2	653	656,9
35—	206	223,1	191	206,3	397	429,4
40—	95	101,9	69	71,2	164	173,1
Zusammen	1099	1098,7	1291	1291,4	2390	2390,1

Bei Znsammenziehung beider Tafeln mit Hinzurechnung der Todtgeburten (p. 234) hat man für Mütter unter 25 Jahren 1150 beobachtete

Todesfälle gegen 1062 erwartete, für 25—34jährige 3857 gegen 3900 und für die älteren 2095 gegen 2138. Auch hier sind die jüngeren Mütter ein wenig ungünstiger daran, als die älteren.

Warum sind denn nun die jüngeren Frauen verhältnismässig mehr dem Verlust ihrer Kinder ausgesetzt als die älteren? Für die voll ausgereiften Frauen dürfte die Antwort wohl nur die sein, dass ihre Fruchtbarkeit grösser ist und also auch die übertriebene Fruchtbarkeit bei ihnen häufiger auftreten mag. Behandelt man allein die Ehen, die 5 Jahre bestanden haben, unterscheidet dieselben nach der Zahl der Kinder und berechnet dann für jede solche Gruppe die Sterblichkeitsprozente der Kinder jeder Nummer (der Geburtenfolge), so erhält man die folgenden thatsächlichen und erwartungsmässigen Anzahlen von Sterbefällen nach Alter der Mutter bei der Eheschliessung (Todtgeburten mitgerechnet):

Alter der Mutter bei der Trauung (Jahre)	Anzahl der Todesfälle Beobachtete	Erwartungsmässige
unter 20	116	89,2
20—24	378	388,2
25—29	258	266,1
30—34	85	88,2
35—39	17	20,6
40—44	0	1,8
45—	1	0,4
Zusammen	855	854,5

Nach erreichtem 20. Jahre zeigt sich kein wesentlicher Unterschied zwischen den einzelnen Altersklassen. Nur für die sehr jungen, also körperlich nicht immer ganz entwickelten Mütter kann man eine grössere Kindersterblichkeit wahrnehmen, und diese Uebersterblichkeit scheint sich nicht auf eine einzelne Geburtsnummer zu beschränken. Uebrigens ist bemerkenswert, dass nach den englischen, allerdings nicht umfangreichen Beobachtungen auch die Fruchtbarkeit der ganz jungen Mütter etwas kleiner war als die der vollreifen. Abgesehen von jener einen Differenz bei den unter 20jährigen Müttern ist es vorläufig nicht möglich, das Alter der Mutter für eine grössere oder geringere Sterblichkeit haftbar zu machen, indem die scheinbare Wirkung des Alters wohl auch aus anderen Verhältnissen erklärbar ist.

Auch die Wirkung des Alters des Vaters scheint nur eine geringe zu sein. Für Kopenhagen fanden wir nach Elimination der Wirkung der Dauer der Ehe und der Gesellschaftsklasse die folgenden Zahlen:

Die Ehe eingegangen im Alter	Auf 100 erwartete Todesfälle kamen beobachtete
von 20—24 Jahren	103
„ 25—29 „	99
„ 30—34 „	99
„ 35—44 „	99
„ 45 Jahren und darüber	112

Die letzte Gruppe zählt nur 376 Todesfälle und ist also kaum massgebend; übrigens dürfte die Uebersterblichkeit der Kinder bei den jungen Ehemännern in der grösseren Fruchtbarkeit zu suchen sein. Auch die englischen Beobachtungen deuten auf keinen bedeutenden Einfluss des Alters des Vaters hin. Bei gesonderter Behandlung der älteren Ehemänner fand ich keine Eigentümlichkeiten der Kindersterblichkeit, wenn ich die übrigen hier besprochenen Momente berücksichtigte; für Ehemänner, die wenigstens 15 Jahre älter waren als die Frau, ergaben sich bei fünfjähriger Dauer der Ehe 41 beobachtete gegen 49 erwartungsmässige Todesfälle.

Die hier behandelte Frage wurde auch von Kőrösy an der Hand der Budapester Statistik untersucht[1]). Er richtet seine Aufmerksamkeit besonders auf die Todesursachen in Kombination mit dem Alter der Eltern. Eine Schwierigkeit liegt hier nun darin, dass die Geburtenfolge nicht mit berücksichtigt wurde; wenn z. B. nachgewiesen wird, dass die Mütter unter 20 Jahren verhältnismässig häufig lebensschwache Kinder zur Welt bringen, so weiss man offenbar nicht, ob dies ganz oder teilweise dem Umstande zuzuschreiben ist, dass unter diesen Kindern verhältnismässig viele erstgeborene sind. Auch die Ergebnisse mit Rücksicht auf den Einfluss des väterlichen Alters bedürfen einer Vertiefung durch Bearbeitung der Geburtenfolge. Könnte eine solche doppelte Behandlung der Kindersterblichkeit nach Todesursachen vorgenommen werden, so würden sich aller Wahrscheinlichkeit nach, bei Zuhilfenahme der schon oben für England gefundenen Thatsachen, interessante Schlüsse betreffend die Vitalität der Kinder ziehen lassen.

7. Bezeichnet schon, wie wir gesehen haben, die forcierte Kindererzeugung wegen Erhöhung der Kindersterblichkeit eine Verschwendung von menschlichem Leben, so wird diese, wie sich vermuten lässt, noch dadurch erhöht, dass die grössere Fruchtbarkeit gleichzeitig auch den Müttern verhängnisvoll wird. Auch liegt die Frage nahe, ob zwischen dem Tod der Mutter und dem des Kindes eine Beziehung nachzuweisen ist. Zu dem Ende ist von mir das englische Material bearbeitet worden. Ich habe alle Fälle herausgesucht, wo die Mutter an Kindbettfieber oder an sonstigen in Verbindung mit dem Kindbett auftretenden Krankheiten starb, sowie auch diejenigen, wo keine Todesursache angegeben war, der Tod aber binnen 1 Monat nach der Geburt eintrat. Ein kleiner, aber ganz belangloser Fehler entsteht dadurch, dass die Mehrgeburten in der Geburtenzahl nicht eingeschlossen sind. Die Ergebnisse sind nun folgende:

Alter der Mutter (Jahre)	Anzahl der Geburten	Anzahl der Todesfälle der Mütter	Auf 1000 Geburten kamen Todesfälle	Geburtsnummer	Anzahl der Geburten	Anzahl der Todesfälle der Mütter	Auf 1000 Geburten kamen Todesfälle
unter 20	298	4	—	1	5 393	40	7,4
20—	4 112	10	2,4	2	5 110	15	2,9
25—	8 205	38	4,6	3	4 606	21	4,6
30—	9 617	70	7,3	4—6	10 068	72	7,2
35—	6 678	57	8,5	7—10	5 904	44	7,5
40—	3 368	35	10,4	11—20	1 197	22	18
Zusammen	32 278	214	6,6	Zusammen	32 278	214	6,6

Diese Stufenfolge steht in gutem Einklang mit der oben p. 346 mitgeteilten. Eliminiert man, wie im vorigen Kapitel, die Geburtenfolge, so ergiebt sich:

1) Vgl. u. a. Kőrösy: Ueber den Einfluss des elterlichen Alters auf die Lebenskraft der Kinder. Jahrb. f. Nationalökon. u. Stat., 1892.

Alter (Jahre)	Todesfälle nach Beobachtung	Todesfälle nach Erwartung
15—	4	1,9
20—	10	22,5
25—	38	46,4
30—	70	60,1
35—	57	49,5
40—	35	33,6
Zusammen	214	214

Und eliminiert man das Alter, so ergiebt sich für die Geburtenfolge:

Geburtsnummer	Todesfälle nach Beobachtung	Todesfälle nach Erwartung
1	40	26,9
2	15	27,4
3	21	29,5
4—6	72	72,4
7—10	44	49,5
11—20	22	8,3
Zusammen	214	214

Die Geburtenfolge hat also, wie es scheint, den Einfluss, dass die erste Geburt — auch nach Berücksichtigung des Alters — eine grössere Gefahr für die Mütter bedingt, und auch die Spätgeburten scheinen denselben verhältnismässig gefährlich zu sein. Weniger deutlich tritt der Einfluss des Alters nach Elimination der Geburtsnummer hervor, doch scheinen die Zahlen darauf zu deuten, dass die Gefahr mit dem Alter zunimmt. Bei den unter 30jährigen hat man 52 Todesfälle gegenüber 71 erwarteten, bei den 30jährigen und älteren 162 bezw. 143. Dies stimmt durchaus mit Coghlan's Beobachtungen betreffend die Sterblichkeit der Primiparae und Pluriparae nach Alter zusammen.

Was nun ferner die Sterblichkeit der Mütter nach der Fruchtbarkeit der Ehen anbetrifft, so ergeben sich für Ehen, die wenigstens 5 Jahre dauerten, vom 6. Jahre nach der Trauung an:

Anzahlen der Todesfälle, wo die Kinderzahl in den ersten 5 Jahren war:

Alter der Mutter (Jahre)	0		1		2		3		4—5	
	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung	Beobachtung	Erwartung
20—24	1	0,2	0	0,8	1	2,1	3	2,1	0	0,7
25—34	6	7,1	21	18,0	46	57,7	74	77,8	35	23,1
35—44	14	12,8	27	31,7	84	100,3	133	126,9	48	36,3
45—54	16	11,3	40	28,0	89	91,2	104	107,4	34	30,1
55 und darüber	12	11,9	37	33,1	105	110,9	122	133,1	40	38,5
Zusammen	49	43,3	125	111,6	325	362,2	436	447,3	157	128,7

Die erwartungsmässigen Zahlen sind hierbei auf Grund der für das ganze Material geltenden Sterblichkeitskoeffizienten berechnet.

Die Mütter, welche 2—3 Geburten hinter sich haben, weisen 761 Todesfälle gegen 809 erwartungsmässige, also günstige Verhältnisse auf. Bei Frauen mit nur einem Kinde oder ohne Kind stehen 174 Todesfälle 155 erwartungsmässigen gegenüber, was weniger gute Gesundheitsverhältnisse andeutet und vielleicht auf eine Kausalverbindung mit der relativen Sterilität hinweist. Wo endlich viele Geburten stattfanden, hat

man 129 erwartete und 157 thatsächliche Todesfälle, also ebenfalls eine erhöhte Sterblichkeit. Wenn man auf Grund eines so kleinen Materials Schlüsse wagen dürfte, so könnte man folgern, dass die Wirkung vieler Geburten auf die Sterblichkeit der Mütter sich namentlich bei den jüngeren unter ihnen geltend macht (bei den unter 35 jährigen 83 beobachtete, 60 erwartungsmässige Todesfälle, bei den älteren 74 bezw. 69).

In welchem Zusammenhange steht nun diese Sterblichkeit der Mutter mit dem Tode des Kindes? Auf den Sterblichkeitskoeffizienten für jedes Geschlecht und Alter des Kindes und für jede Geburtsnummer fussend, gelangte ich zu den folgenden Zahlen:

	Todesfälle der Kinder nach	
	Beobachtung	Berechnung
Die Mutter starb an Kindbettfieber	7	5,6
„ „ „ an anderen angegebenen Ursachen	44	11,0
„ „ „ ohne Angabe der Todesursache binnen einem Monat nach der Geburt	23	4,9
„ „ „ 1—12 Monate nach der Geburt	27	16,4
Zusammen	101	37,9

Die Kinder haben also eine nicht geringe Wahrscheinlichkeit, ihrer Mutter in den Tod zu folgen. Für Kindbettfieber sind die Zahlen zu klein, um irgend einen Schluss zuzulassen, für die übrigen Ursachen und wo der Tod der Mutter ohne Angabe der Todesursache kurz nach der Geburt eintrat, ist die Erhöhung der Sterblichkeit dagegen sehr gross, nämlich 67 beobachtete Todesfälle gegenüber nur 16 nach Erwartung. Wenn die Mutter längere Zeit nach der Geburt stirbt, übt dies naturgemäss einen schwächeren Einfluss auf die Sterblichkeit des Kindes aus, demgemäss kommen hier nur 27 beobachtete Todesfälle auf 16 erwartungsmässige.

Diese erhöhte Sterblichkeit infolge Todes der Mutter scheint sich namentlich bei der Geburt und kurz nach derselben geltend zu machen, wie aus folgenden Zahlen hervorgeht:

Alter	Anzahl der Todesfälle nach	
	Erfahrung	Erwartung
Todtgeburt	22	4,0
0—1 Jahr	73	25,6
1—5 Jahre	6	8,3
Zusammen	101	37,9

Hinsichtlich der Geburtenfolge zu einwandfreien Ergebnissen aus den englischen Beobachtungen zu gelangen, erscheint schwierig. Hier böte sich für die kommunale Statistik ein dankbares Feld.

Die Wirkung der Geburtenfolge für sich allein dürfte schon oben ausreichend blossgelegt worden sein, deshalb begnügen wir uns hier damit einzelne Altersklassen herauszuziehen und für diese die Sterblichkeitskoeffizienten nach Geburtsnummern zu berechnen. Für das Alter der Mutter von 25—34 Jahren ergiebt sich (indem die Todtgeburten ausser Betracht gelassen werden):

Von 1000 am Anfang des Jahres lebenden Kindern starben im Laufe des Jahres:

	Alter	
	0 Jahr	1 Jahr
1. Kind	92	14
2. „	73	28
3. „	72	21
4. bis 6. Kind . . .	88	24
7. Kind und darüber .	110	25

Im ganzen ist dies dasselbe Gepräge wie oben p. 364 f. Da nun aber, wie wir gesehen haben, auch die Geschwindigkeit der Geburtenfolge eine Rolle spielt, so würde bei deren Berücksichtigung diese Reihe erhebliche Veränderungen erleiden können, das zweite und dritte Kind könnte dann z. B. vielleicht eine ebenso grosse Sterblichkeit aufweisen, wie die Spätgeborenen. Das hier vorliegende Material ist aber zu wenig umfassend, um so viele Spaltungen zuzulassen, dass diese Verhältnisse vollständig blossgelegt werden könnten.

Dass die erhöhte Sterblichkeit der Spätgeborenen von der geschwinden Geburtenfolge herrührt, welche ja die notwendige Voraussetzung der grossen Kinderzahl ist, scheint aus dem Material thatsächlich hervorzugehen, wenn man z. B. für die 15jährigen Ehen die Spätgeburten nach grösserer oder kleinerer Geburtenhäufigkeit zerlegt; da aber die Zahlen immerhin auch hier sehr begrenzt sind, muss ich auf eine eingehendere Behandlung derselben verzichten.

8. Unter besonderen Umständen wird man nun auf eine noch stärkere Erhöhung der Sterblichkeit stossen, z. B. wenn man die Zwillinge einer statistischen Behandlung unterwirft, wie ich das für das englische (Ansell'sche) Material gethan habe[1]). Als todtgeboren habe ich diejenigen Kinder aufgefasst, welche als vorzeitig geboren und am Geburtstage verstorben bezeichnet sind. So ist vermutlich auch Ansell verfahren, denn ich erhalte ungefähr dieselbe relative Häufigkeit der Todtgeburt wie er.

Die Ergebnisse betreffend Zwillinge und Drillinge sind nun folgende:

	Anzahl der Beobachtungen		Sterbefälle	
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen
Geborene . . .	334	313	38	15
Lebendgeborene .	296	298	98	66
1 Jahr alt . . .	191	222	10	12
2 Jahre alt . .	171	207	2	1
3 „ „ . .	166	202	2	0
4 „ „ . .	160	199	0	0
Zusammen	1318	1441	150	94

Nach Ansell's Tafel für sämtliche Kinder gelten die folgenden Sterblichkeitskoeffizienten, die mit den aus den vorstehenden Zahlen sich ergebenden zum Vergleich gestellt sind.

1) Westergaard, Zur Statistik der Mehrgeburten. Allg. Stat. Archiv, II, 2, 1892.

Vor Erreichung der nächsten Altersstufe starben von 100:

	Alle Kinder		Zwillinge und Drillinge	
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen
Vor der Geburt .	2,48	1,81	11	5
Geburt	8,96	7,07	33	22
1 Jahr	2,39	2,37	5	5
2 Jahre	1,21	1,05	—	—
3 „	0,93	0,94	—	—
4 (bis 5 Jahre) .	0,79	0,69	—	—

Es handelt sich hier also um eine ungeheure Erhöhung der Sterblichkeit. Berechnet man, wie viele Todesfälle nach Ansell's Tafel zu erwarten wären, dann ergeben sich für Knaben 44 gegen 150 beobachtete, für Mädchen 38 gegen 94.

Nach der Tafel für sämtliche Kinder sollten von 100 Geborenen (Todtgeborene eingeschlossen) 84 Knaben und 87 Mädchen das Alter von 5 Jahren erreichen. Hier sind es nur 55 bezw. 70. Weiter ins Leben hinein verliert sich aber der Unterschied, es scheint die Vitalität eines Zwillings etwa die normale zu werden, wenn er einmal die ersten Kindesjahre überstanden hat. Man hat nämlich die folgenden Zahlen:

Alter (Jahre)	Sterblichkeit nach der allgemeinen Tafel in Proz.		Männliche Zwillinge			Weibliche Zwillinge		
			Anzahl der Beobachtungen	Anzahl der Todesfälle nach		Anzahl der Beobachtungen	Anzahl der Todesfälle nach	
	männl.	weibl.		Erfahrung	Berechnung		Erfahrung	Berechnung
5—9	0,55	0,48	762	1	4,2	928	3	4,5
10—14	0,36	0,42	652	3	2,3	803	1	3,4
15—19	0,61	0,69	549	3	3,3	704	3	4,9
20—24	0,91	0,66	474	6	4,3	610	3	4,0
25—34	1,94	0,72	766	3	7,2	887	6	6,4
35—44	1,04	0,81	526	3	5,5	470	3	3,8
45—54	1,35	0,91	278	5	3,8	214	4	1,9
55—64	2,33	1,71	110	2	2,6	95	5	1,6
Zusammen			4117	26	33	4711	28	30

Auch hier scheint die Geburtsnummer einen recht bedeutenden Einfluss nach der gewöhnlichen Richtung hin zu üben, während das Alter der Mutter ohne grossen Belang ist. Mehr Interesse hat aber die Thatsache, dass Zwillinge ungemein häufig einander im Leben und im Tode folgen. Indem ich der Einfachheit halber alle Fälle beiseite lasse, in welchem die Kinder nicht volle 5 Jahre unter Beobachtung gestanden haben, ferner selbstverständlich alle Fälle, wo ein Zwilling selbst den Familienbericht geliefert hatte, bleiben nur noch 279 Paare, die sich folgendermassen verteilen:

Bei 73 waren beide Zwillinge vor dem 5. Geburtstag gestorben
„ 64 überlebte nur ein Zwilling den 5. Geburtstag
„ 142 überlebten diesen beide Zwillinge.

Von den $2 \cdot 279 = 558$ Zwillingen starben $2 \cdot 73 + 64 = 210$, die Sterblichkeit eines Zwillings ist also 0,37, die eines Zwillingspaares wäre demnach $0,37^2 = 0,14$, wenn der Tod des einen Zwillings von dem seines

Gefährten unabhängig wäre. Statt $\frac{1}{7}$ der Zwillingspaare sind nun aber $\frac{1}{4}$ ausgestorben, jene Unabhängigkeit besteht also nicht.

Die Wahrscheinlichkeit eines Zwillings, zu leben, ist 0,63, die eines Zwillingspaares wäre also 0,40, wenn das Leben des einen von dem seines Gefährten unabhängig wäre. Sie ist aber thatsächlich 0,69. Wir sehen also, dass das Leben des einen Zwillings gewissermassen an das des anderen gekettet ist, es ist die Wahrscheinlichkeit verhältnismässig gross, dass sie beide leben oder beide sterben. Wenn die Verhältnisse für den einen günstig oder ungünstig liegen, gilt dies eben entsprechend auch für den anderen.

Ganz dasselbe erkennt man aus folgender Ueberlegung. Jedes Paar enthält einen zuerst und einen zuzweit auf die Welt gekommenen Zwilling. Wenn wir hypothetisch annehmen, dass bei den obigen 64 Paaren der gestorbene Zwilling in 32 Fällen No. 1, in 32 No. 2 war, so ergiebt sich:

No. 1 stirbt in 32 + 73 = 105 Fällen. No. 2 stirbt in 73 d. h. 70% dieser Fälle.
No. 1 lebt „ 32 + 142 = 174 „ No. 2 lebt „ 32 „ 18% „ „

Natürlich folgt hieraus nicht etwa eine verschiedene Vitalität von No. 1 und No. 2, wie man schon daraus erkennt, dass vorstehende Rechnung richtig bleibt, wenn man statt No. 1 No. 2 und statt No. 2 No. 1 setzt.

Zu ähnlichen Ergebnissen wie hier gelangte auch Goehlert[1]) auf Grundlage statistischer Beobachtungen über Fürstenfamilien. Unter 410 Zwillingen waren 16 todtgeboren, 198 starben im ersten Lebensjahre, 25 in den folgenden 4 Jahren, während die Sterblichkeit später nichts Auffallendes hatte. 78 Paare starben im ersten Lebensjahre aus.

9. Es liegt in diesem Zusammenhang nahe, die Frage nach dem Einfluss der erblichen Belastung zu berühren, wenn dieselbe auch im allgemeinen erst in einem späteren Kapitel behandelt werden soll. Man hat u. a. häufig gefragt, ob die Blutsverwandtschaft der Eltern irgend eine Wirkung auf die Vitalität der Nachkommenschaft ausübt. Die Beantwortung dieser Frage ist schwieriger, als es auf den ersten Blick scheinen möchte. Will man auf der Statistik der allgemeinen Bevölkerung fussen, dann stösst man auf den Missstand, dass die Anzahl der konsanguinen Ehen meistens nur unvollkommen, in vielen Ländern überhaupt nicht bekannt ist, man also häufig auf indirekte Wege angewiesen ist. Und wenn man Familienaufzeichnungen oder andere ähnliche Beobachtungen verwerten will, hat man sehr selten genügend zahlreiche Fälle, dazu sind diese öfters einseitiger Natur. Eine drastische Veranschaulichung dieser Schwierigkeiten liefert ein gross angelegtes amerikanisches Werk über die Ehen der Tauben[2]). Dieses Werk fusst auf Fragebogen, betreffend eine Reihe von Tauben und Taubstummen. Häufig führte die Beantwortung eines Fragebogens zur Aufsuchung und Auffindung anderer Fälle, ohne dass schliesslich deren Gesamtheit erschöpft werden konnte. Hat nun ein Tauber die Auskunft erteilt, dass sein Vater ebenfalls taub war, und hat man einen Fragebogen für diesen erhalten, so liegen wohl zwei Fälle vor, aber diese sind offenbar nicht voneinander unabhängig, wenigstens nicht nach jeder Richtung hin. Denken wir uns, um dies zu verdeutlichen, dass von 100 verheirateten Tauben mit 20 tauben Kindern

1) Virchow's Archiv für pathologische Anatomie, LXXVI, 1879; vgl. ferner W. Lauritzen: Om Svangerskab og Födsel ved Tvillinger. Kjöbenhavn 1891.

2) E. A. Fay: Marriages of the Deaf in America. Washington 1898.

20 einen tauben Vater haben und dass man durch 20 neue Fragebogen für diese Väter die 100 ursprünglichen Fälle erweitert hätte, dann würde man versucht sein, zu schliessen, dass auf 120 Ehen 40 mit tauben Kindern kamen, also ein Drittel, während thatsächlich die Häufigkeit der tauben Nachkommenschaft nur auf ein Fünftel veranschlagt werden darf. Dies zeigt uns, mit welcher Vorsicht man auf diesem Felde arbeiten muss. Ich habe daher auch wesentliche Bedenken gegen eine Benutzung des erwähnten, übrigens sehr anziehenden Werkes.

Eine beträchtliche Fülle von Beobachtungen wurde durch die Gruppe von Forschern zusammengebracht, die die Geschichte der Ehe bei den Naturvölkern wie in der Kulturwelt zu studieren suchten, um z. B. den Sinn des Verbots geschlechtlicher Verbindungen zwischen Blutsverwandten zu verstehen[1]), auch unter Heranziehung von Beispielen aus dem Tier- oder Pflanzenleben. So die angebliche Degeneration gewisser Stämme der Veddah's auf Ceylon, die Verbindungen zwischen Bruder und Schwester zulassen, oder die Verhältnisse auf kleinen isolierten Inseln, wo die Bevölkerung meist sich selbst überlassen ist, wie auf einigen der Shetlands-Inseln, um von einem Inselchen, wie Pitcairn, ganz zu schweigen (wo die Bevölkerung in Degeneration begriffen sein soll). Diese Beobachtungen sind jedoch häufig zu wenig detailliert, um völlige Beweiskraft zu haben, und es ist auch nicht immer leicht, ihnen einstimmige Zeugnisse abzugewinnen. Ein so verwickelter Gegenstand wie die Vererbung bedarf einer sehr vielseitigen und sorgfältigen Behandlung, um zufällige oder systematische Einwirkungen auszuschalten. Und wenn gewisse Soziologen den Abscheu gegen derartige Geschlechtsverbindungen (der meist sogar auf alle Fälle erweitert wird, wo die Betreffenden, ohne verwandt zu sein, doch von der Kindheit an in enger Berührung miteinander erzogen wurden) als indirekten Beweis der instinktmässig gefühlten Schädlichkeit derselben ins Feld führen, so wird man wohl trotzdem auf positive Belege nicht verzichten wollen[2]).

Das beste Mittel, diese Frage zu beantworten, dürfte eine allseitige und eindringende Bearbeitung der Stammtafellitteratur sein, nur darf sich dieselbe nicht, wie zu häufig der Fall gewesen ist, auf einzelne Stammtafeln beschränken, die vielleicht eben wegen ihrer Eigentümlichkeiten mit Rücksicht auf Abnormitäten eigens herausgewählt sind. Aber eine solche Arbeit wurde noch nicht vorgenommen.

Durch Fragebogen an Schullehrer und andere Personen in einer Anzahl Pfarreien fand Mygge bei 1932 Ehen ohne Blutsverwandtschaft 23 taube oder taubstumme, 44 idiote und 141 mit anderen Abnormitäten behaftete Kinder, während 100 Ehen mit Blutsverwandtschaft (auch von Geschwisterkindern) 7 idiote, 4 taube oder taubstumme und 35 mit anderen

---

1) Vgl. z. B. E. Westermarck: Det menskliga äktenskapets historia. Helsingfors 1893, p. 369.

2) Die Hauptwerke mit Rücksicht auf diese Frage sind: Mygge: Om Ægtekaber mellem Blodsbeslœgtede. Kjöbenhavn 1879. A. H. Huth: The Marriage of near Kin. London 1875 und N. P. van der Stok: Huwelijken tusschen bloedverwanten. s'Gravenhage 1888. Von älteren Arbeiten z. B.: Devay: Du Danger des mariages consanguins. 2me éd. Paris 1862. Eine tiefgehende Kritik lieferte Uchermann in seinem früher citierten Werk: De Dövstumme i Norge. Kristiania 1896, p. 64 ff.; weitere Beiträge von Mygind: Den medfödte Dövstumhed. Kjöbenhavn 1888 und Dövstumhedens Udbredelse i Danmark. Hospitalstidende 1890. In Nationalökonomisk Tidskrift 1891, p. 38 behandelt Mygind auch die Sterblichkeit der Taubstummen und bestätigt das p. 239 über diese Frage Entwickelte.

Abnormitäten behaftete Nachkommen aufwiesen. Diese Zahlen scheinen auf einen recht bedeutenden Einfluss der Blutsverwandtschaft hinzudeuten. Unter 115 Taubstummen mit angeborener Taubstummheit in der Taubstummenanstalt fand er 12 aus konsanguinen Verbindungen. Was die Idioten betrifft, so fand ich (vgl. oben p. 237), dass unter 717 Insassen der Anstalten (aus 707 geschlechtlichen Verbindungen) 199 (aus 189 Verbindungen) erblich belastet waren; eine Untersuchung der Sterblichkeit ergiebt übrigens, dass der Gesundheitszustand wesentlich derselbe war wie sonst unter Idioten, und dies bestätigt sich auch, wenn man die einzelnen Kategorien dieser Fälle ausscheidet. 33 der Kinder stammten aus (29) konsanguinen Verbindungen, d. h. aller Wahrscheinlichkeit mehr, als man nach der mutmasslichen Anzahl derartiger Geschlechtsverbindungen erwarten sollte. Hier kann ferner zur Beleuchtung der Vererbungsfrage angeführt werden, dass unter den 717 Idioten im ganzen 91 (aus 81 geschlechtlichen Verbindungen) idiote oder sonst abnorme Geschwister (wie Epileptiker) hatten, und da diese Abnormitäten immerhin recht selten sind, deuten die Zahlen auf einen merklichen Einfluss hin. — Teilweise mit denselben (doch etwas neueren) Beobachtungen beschäftigt sich A. Friis und gelangt zu wesentlich ähnlichen Ergebnissen [1]).

Was die Taubstummheit betrifft, so fand Uchermann für Norwegen, dass unter 919 taubstumm Geborenen nicht weniger als 212 aus blutsverwandten Verbindungen stammten; diese 212 gehörten 150 Geschwistergruppen an, so dass die Wahrscheinlichkeit einer solchen Ehe, zwei taubstumme Kinder zu erzeugen, offenbar verhältnismässig recht gross ist. Von 864 Personen mit erworbener Taubstummheit, für welche Auskünfte vorlagen, stammten 65 von blutsverwandten Eltern (63 geschlechtliche Verbindungen). Wie zu erwarten, ist die relative Häufigkeit der konsanguinen Ehen hier also eine viel geringere.

Betrachtet man allein die aus konsanguinen Verbindungen stammenden angeboren Taubstummen, so ergiebt sich, dass etwa die Hälfte (von den Geschwistern abgesehen) eine erbliche Belastung in der Familie hatte (Idiotie, Epilepsie, Taubstummheit und Geisteskrankheit). Unter den konsanguinen erworben Taubstummen hatte nur $\frac{1}{4}$ ähnliche erbliche Belastung. Bei den aus nicht-konsanguinen Ehen stammenden Taubstummen findet man ebenfalls etwa die Hälfte der taubstumm Geborenen mit ähnlicher erblicher Belastung, dagegen nur etwas über $\frac{1}{4}$ der taubstumm Gewordenen. Diese Zahlen stehen in gutem Einklang.

Nach der bayerischen offiziellen Statistik (vgl. Heft III u. VIII) scheint die Blindheit ohne wesentliche Verbindung mit der Blutsverwandtschaft zu sein, aber die Häufigkeit der Familien mit mehreren blinden Kindern scheint recht gross zu sein. Dagegen konnte man deutliche Zeugnisse für die Wirkung der Blutsverwandtschaft auf die Häufigkeit der Taubstummheit aus den Zahlen entnehmen, und es dürfte nach denselben Zahlen hierbei auch die erbliche Belastung von Einfluss sein, welches letztere ebenfalls für die Geisteskrankheit gilt.

Nach dänischen Erfahrungen stammen etwa 5 Proz. der Geisteskranken aus blutsverwandten Geschlechtsverbindungen; übrigens war etwa die Hälfte der Geisteskranken erblich belastet, freilich zum Teil durch die Abnormitäten fernerer Verwandter. Ueberhaupt ist ja eben dies ein

---

1) Bidrag til Spörgsmaalet om Arvelighed og Disposition. (Nord. Tidskrift for Aandssvage-Blinde — og Vanföre-Sagen — I, 1899.)

schwacher Punkt aller derartigen Erhebungen, dass man häufig scharfe Definitionen und theoretisch einwandfreie Wahrscheinlichkeitswerte vermisst. Wenn eine Person 8 Urgrosseltern und in der vorhergehenden Generation 16 Ascendenten haben kann u. s. w. neben Hunderten von anderen Verwandten, dann ist es ja nicht wunderbar, wenn man unter diesen schliesslich einen Geisteskranken findet, und auf diese Weise könnten am Ende die meisten Menschen als erblich belastet gelten. Es empfiehlt sich daher, die Untersuchung auf engere Verwandtschaftsgrenzen, z. B. Eltern und Kinder, zu beschränken. Doch wird man auch dann einen merklichen Einfluss beobachten können. Etwa $\frac{1}{5}$ aller Patienten, die hier unter Beobachtung standen, hatte geisteskranke oder blödsinnige Eltern[1]). Dies stimmt nicht übel mit französischen Erfahrungen überein, nach welchen man auch versucht sein könnte, anzunehmen, dass die Krankheit weniger häufig von Vater auf Tochter und von Mutter auf Sohn vererbt wird, als von Vater auf Sohn u. s. w.[2]).

Die Frage nach der Vererbung des Kretinismus wurde von Goehlert behandelt[3]). Er führt an, dass $41\frac{1}{3}$ Proz. der Kretins solche sind, welche nicht vereinzelt in einer Familie vorkommen. Er nennt Distrikte, die wahre Brutstätten des Kretinismus sind, speziell erwähnt er eine Gegend, wo beinahe in jedem Haus ein oder mehrere Kretins vertreten sind. Dieser Umstand deutet offenbar darauf hin, dass noch andere Ursachen als die Vererbung im Spiel sind, dass man also den Einfluss dieser letzteren nicht feststellen kann. Dagegen lassen sich mit Rücksicht auf andere Abnormitäten merkwürdige Fälle der Vererbung wahrnehmen[4]).

Aus allen diesen Beobachtungen kann man nun doch mit Rücksicht auf die blutsverwandten Geschlechtsverbindungen schliesslich mit Sicherheit nur so viel ableiten, dass durch dieselben die an und für sich kleine Häufigkeit der erwähnten Gebrechen erhöht wird, eine ausnahmslose Schwächung der Nachkommenschaft ist aber bei weitem noch nicht bewiesen worden; wir haben hier nur einige recht elementare Thatsachen vorgefunden (an und für sich schwierig genug festzustellen), aber zu einer tiefgehenden Untersuchung fehlt noch das Material und wird wohl leider noch so bald nicht beschafft werden. Selbst bei einer direkten Erhebung wie der Mygge'schen scheint ein subjektives Moment auf Seiten derjenigen, die die Schemata ausfüllten (eine unbewusste Theorie von der Schädlichkeit der betreffenden Ehen) als Fehlerquelle nicht ausgeschlossen (l. c. p. 149). Ob und unter welchen Bedingungen die blutsverwandten Geschlechtsverbindungen schädlich wirken, wird noch wesentlich eher durch theoretische Betrachtungen auf physiologischer Grundlage, als durch statistische Beobachtungen klarzulegen sein. Nur einzelne gravierende Fälle kann die Statistik bis jetzt enthüllen.

In dieser Beziehung ist noch die Syphilis zu nennen. Eine Untersuchung betreffend 130 Frauen in französischen Gefängnissen ergab 60, die erst nach der Geburt ihrer Kinder syphilitisch geworden waren. Die-

---

1) Selmer: Statistiske Meddelelser og Undersögelser fra Sindssygeanstalten ved Aarhus, 1879.

2) Vgl. Legoyt in Annales d'Hygiène, 2me série, 27, 1867.

3) Ueber die Gebrechen der Menschen in Steiermark. Mittheil. des naturwissenschaftl. Vereins für Steiermark, 1885. Graz 1886.

4) So z. B. bezüglich der sogenannten Gynäkomasten; vgl. E. Laurent: De l'hérédité des gynécomastes. Annales d'Hyg., 3. série, 24, 1890.

selben hatten 166 Schwangerschaften hinter sich, darunter 8, die mit Todtgeburten endeten, während 72 Lebendgeborene als Kleinkinder starben. 52 schon vor den Geburten syphilitisch gewordene Frauen zählten 122 Schwangerschaften mit 93 Todtgeburten und nur 29 Lebendgeborenen, von denen wiederum 22 bald starben. 18 Frauen gebaren vor und nach der Ansteckung mit Syphilis, nämlich 43mal vor (darunter keine Todtgeborenen und 27 jung Verstorbene) und 31mal nach der Ansteckung (27 Aborten und Todtgeburten, 3 kurz nach der Geburt sterbende Kinder, so dass nur 1 überlebte)[1]). Unsicher, wie die Zahlen in dieser oder jener Richtung sein mögen, scheinen sie doch sehr bestimmt auf verhängnisvolle Einflüsse hinzudeuten, und wir dürften hier eine wenigstens teilweise Erklärung für das rasche Absterben vieler Naturvölker finden, nachdem sie mit Europäern in Verbindung gekommen sind.

10. Wie gross nun auch derartige Wirkungen möglicherweise sind — übrigens vielleicht häufig erst in einem späteren Alter verhängnisvoll und nicht im Kindesalter, mit welchem wir es hier nur zu thun haben — so handelt es sich schliesslich doch dabei nur um Ausnahmefälle. Eine grössere oder kleinere Kindersterblichkeit als Folge der blutsverwandten Verbindungen wird kaum in der allgemeinen Sterblichkeitsziffer bemerkbar sein. Ganz anders liegt die Sache, wo es sich um die Volkssitten mit Rücksicht auf die Kinderernährung handelt, oder wo man mit einer mehr oder weniger forcierten Kindererzeugung zu thun hat, die vielleicht ganzen Bevölkerungsgruppen eigen ist. Gegenüber diesen beiden Ursachen scheint ja auch, wie wir gesehen haben, der Einfluss des Alters der Eltern zu verblassen. Will man also jetzt einen Ueberblick über die Sterblichkeitsverhältnisse der Kinder in verschiedenen Ländern oder Bevölkerungsgruppen erhalten, so ist man gezwungen, jene beiden Ursachen vor allem ins Auge zu fassen.

Um eine solche Rundschau zu erleichtern, will ich einige summarische Zahlen voraufschicken[2]). Die Tafel bezieht sich meistens auf die Jahre 1891—95.

Es starben jährlich von 100 Lebendgeborenen:

Italien	18	Oesterreich	25
Frankreich	17	Ungarn	28
Belgien	16,4	Russland	27
Holland	16,5	Finnland	15
Schweiz	15	Schweden	10
Baden	22	Norwegen	10
Württemberg	25	Dänemark	14
Bayern	27	England-Wales	15
Sachsen	28	Schottland	12
Preussen	20,5	Irland	10

Die Zahlen enthüllen ungeheure Verschiedenheiten, die noch grösser werden, wenn man die einzelnen Gebietsteile der hier angeführten Länder

---

1) Hugh. R. Jones: The Perils and Protection of Infant Life. Journ. Stat. Soc., 1894, LVII, p. 64 f., vgl. auch H. Neumann: Die unehelichen Kinder in Berlin und ihr Schutz. Jahrb. f. Nationalökon. u. Stat., 3. Folge VII, 1894, p. 533.

2) Für die folgende Darstellung sei auf Prinzing: Die Entwickelung der Kindersterblichkeit in den europäischen Staaten. Jahrb. f. Nationalökon. u. Stat., 3. Folge XVII, 1899, mit zahlreichen Litteraturangaben und statistischen Zusammenstellungen hingewiesen. Von älteren Arbeiten sind vor allem die von G. v. Mayr zu nennen; vgl. auch seine Statistik und Gesellschaftslehre, II, 1897.

betrachtet. In Russland zeichnen sich z. B. die Ostseeprovinzen und überhaupt Westrussland durch geringe Sterblichkeit aus, während die östlichen Gebiete eine sehr grosse Kindersterblichkeit zu haben scheinen. Auffallend ist auch die grosse Natalität in Russland[1]. Als Erklärung der grossen Sterblichkeit dürfte ausser der forcierten Kindererzeugung, die jedoch, wie wir gesehen haben, auch teilweise umgekehrt die Wirkung der Uebersterblichkeit sein kann, auf die in manchen Orten unzweckmässige Ernährung[2] hinzuweisen sein; dass diese unter den Esthen besser zu sein scheint (häufig wird hier das Stillen bis in das zweite Jahr fortgesetzt) als manchmal unter den Russen selbst, macht den Unterschied zwischen den Ostseeprovinzen und dem Westen verständlicher. Geht man von Russland gegen Westen, so begegnet man in Oesterreich einer recht bedenklichen Kindersterblichkeit, die jedoch an vielen Orten abgenommen hat, ohne dass dies allerdings einen grösseren Einfluss auf die Gesamtsterblichkeit auszuüben vermochte. In Böhmen (26 Proz. in den Jahren 1891 bis 1895) wird man ein Maximum gegen Norden finden, wo die Textilindustrie ihren Hauptsitz hat, und im Anschluss daran kann das Königreich Sachsen erwähnt werden, dessen Textilindustrie sehr viele Frauenhände beschäftigt. In der Amtshauptmannschaft Zwickau, wo 1891 19 Proz. der über 16jährigen Frauen in Fabriken arbeiteten, war die Kindersterblichkeit 1890—95 30 Proz., in Camenz mit nur 4 Proz. beschäftigten Frauen gleichzeitig nur 22 Proz. Selbsverständlich wird eine allgemeine Beschäftigung der Frauen in Fabriken sehr leicht mit einer überwiegenden künstlichen Ernährung zusammenfallen. Ein zweites Maximum in Böhmen in der Nähe von Prag ist mehr formaler Natur, hervorgerufen durch die zahlreichen Prager Findlinge, welche dahin geschickt werden. Während Dalmatien bloss 17 Proz. Kindersterblichkeit hat, steigt dieselbe in Oberösterreich bis auf 26, besonders in den westlichen, an Bayern grenzenden Bezirken. — Die Kindersterblichkeit in Ungarn ist etwas grösser als in Oesterreich.

Geht man von Oesterreich weiter gegen Westen, so begegnet man in Süddeutschland einem Centrum für eine grosse Mortalität. Die hohe Sterblichkeit erstreckt sich namentlich das Flussgebiet der Donau entlang; sie beschränkt sich nicht auf die schwäbisch-bayerische Hochebene, sondern dringt in einem breiten Streifen auf dem linken Ufer der Donau über den fränkischen und schwäbischen Jura bis zum Bayerischen Wald vor. Innerhalb dieses Gebietes ist die Gegend am Zusammenfluss der Donau und Altmühl und eine breite Strecke Landes vom Inn bis nach Württemberg hinein als besonders ungünstig zu bezeichnen. Dagegen weisen die Alpen und ein grosser Bogen vom Elsass bis zur südöstlichen Spitze des Bayerischen Waldes eine geringere Kindersterblichkeit auf.

Fragt man nach den Ursachen dieser grossen Sterblichkeit, die übrigens in Abnahme begriffen ist, so dürfte als erste Erklärung die Kinderernährung zu nennen sein. Die beiden Bezirke Ober- und Unterfranken, wie die angrenzenden nördlichen Teile Württembergs haben z. B. eine verhältnismässig geringe Kindersterblichkeit; hier ist das Stillen der Kinder allgemein üblich; einen nachteiligen Einfluss übt jedoch die in Württemberg auf dem Lande verbreitete Sitte der Mütter, das Bett

1) Mit Rücksicht auf die Kindersterblichkeit Russlands vgl. auch Bortkewitsch: Russische Sterbetafeln. Allg. Stat. Archiv, 1893, III, 1, p. 65.

2) H. Ploss: Das Kind in Brauch und Sitte der Völker, Zweite Ausgabe, II, Leipzig 1884, p. 157 f., 187.

wenige Tage nach der Geburt zu verlassen. Dagegen werden in den Gegenden der Maximalsterblichkeit die Kinder meistens künstlich ernährt, und zwar wesentlich ohne die modernen hygienischen Massnahmen. In diesen Gegenden „ist das Stillen durch die Mutter nur vereinzelt im Gebrauch, aber man trifft nicht selten beim besten Willen der Mutter hierzu die faktische Unmöglichkeit, da die Brustdrüse häufig nicht genügend entwickelt ist und die Milch daher in kurzer Zeit versiegt oder doch nicht in genügender Menge abgesondert wird. Es deutet dies darauf hin, dass hier das Stillen schon seit langer Zeit ausser Gebrauch gekommen ist". Die Ernährung bestand manchmal in einem dicken, versüssten, meist mit Milch gekochten Mehlbrei, den die Kinder gleich von der Geburt an erhielten. „Da bei einer solchen Nahrung die Kinder sehr unruhig waren, so wurde denselben ständig ein Schnuller angefüllt mit zerkleinertem Zwieback und Zucker in den Mund geschoben und, wenn dies nicht half, wurden häufig Beruhigungssäftchen (mit Opium) oder Mohnsamenabsud gegeben. Es ist nur zu verwundern, dass bei einer solchen Nahrung nicht alle Neugeborenen zu Grunde gingen." (Prinzing, l. c., p. 598 f.) Die traurigen wirtschaftlichen Zustände während längerer Zeit, auch im 19. Jahrhundert, mögen einen Teil der Schuld an diesen Verhältnissen tragen; auch zwang der Mangel an Vieh in vielen Gegenden die Bevölkerung, als Ersatz für die Mutterbrust statt Kuhmilch die beschriebene Ernährung zu wählen. In neuerer Zeit haben teils die Bemühungen der Aerzte, teils die Besserung der wirtschaftlichen Zustände dazu beigetragen, die Kindersterblichkeit erheblich herabzumindern, in Oberbayern z. B. von 42 Proz. in 1862—68 bis auf 33 Proz. in 1889—95, in Schwaben von 41 Proz. bis auf 31½ Proz. u. s. w.; es gab früher Bezirksämter in Oberbayern, wie in anderen Gegenden des Landes, wo über die Hälfte der Lebendgeborenen binnen Jahresfrist starben.

Zu den traurigen Folgen der schlechten Ernährung kam in älteren Zeiten noch die ungenügende Versorgung mit Aerzten. Etwa $\frac{3}{5}$ aller Säuglinge in Bayern, die sterben, erliegen der Lebensschwäche, Atrophie und dem Darmkatarrh. 1888—90 waren von diesen durchschnittlich nur 30 Proz. in ärztlicher Behandlung, und die Kindersterblichkeit ist häufig — wenngleich nicht ausnahmslos — gross, wo die ärztliche Behandlung selten ist. Von 423 im Bezirksamt Parsberg in der Oberpfalz an den genannten Krankheiten im Jahre 1895 Gestorbenen waren nur 8 ärztlich behandelt. Hier war 1889—95 die Kindersterblichkeit 46 Proz. (l. c. p. 603 f.).

In Baden ist die Sterblichkeit bedeutend günstiger, als in Bayern; früher waren die Verhältnisse in den Gegenden an der oberen Donau und am Bodensee am schlechtesten, während jetzt die Hauptindustriebezirke in der Höhe der Kindersterblichkeit voranstehen.

Was Preussen betrifft, so sind hier die Verhältnisse am ungünstigsten im Osten, wo auch im ganzen die wirtschaftliche Lage eine schlechtere sein dürfte, als gegen Westen hin. So herrscht in Schlesien eine grosse Kindersterblichkeit, namentlich in der niederschlesischen verarmten Weberbevölkerung, wo die Zahlen an Süddeutschland erinnern. Auch in gewissen Kreisen mit grosser Zuckerindustrie sind die Sterblichkeitsverhältnisse ungünstig. In Hannover, Schleswig-Holstein und Westfalen herrschen dagegen recht günstige Verhältnisse (15—16 Proz.), ebenso in der Rheinprovinz, aber wegen der grossen Beteiligung des weiblichen Geschlechts an der Industrie ist die Sterblichkeit hier doch grösser, als sonst in diesen Gegenden (18 Proz.).

Wenden wir uns nach der Schweiz, so werden wir hier im ganzen viel günstigeren Verhältnissen begegnen, als in Süddeutschland. In Appenzell jedoch, wo verhältnismässig wenige Mütter stillen sollen, ist die Kindersterblichkeit recht gross, ebenso (wenigstens früher) in St. Gallen mit stark verbreiteter Fabrikarbeit der Frauen. Auch in den österreichischen Alpengegenden ist die Sterblichkeit im ganzen niedriger als sonst in den österreichischen Kronländern; etwas Aehnliches gilt für die in den Alpen gelegenen oberbayerischen Bezirksämter, wie Berchtesgaden mit 22 Prozent.

In Italien kann man, wie in so vielen anderen Ländern, eine stetige Abnahme der Sterblichkeit wahrnehmen. Die Sterblichkeit wechselt bedeutend von einer Landschaft zur anderen (Sardinien hatte 1895—1896 14 Proz., Basilicata, eine Gebirgslandschaft in Süditalien mit mangelndem Ackerbau, 21 Prozent.

In Frankreich herrscht in grossem Umfang die Sitte, die in den Städten geborenen Kinder aufs Land zu geben, wo viele Frauen gewerbsmässig das Aufziehen der Kinder übernehmen. Dies bewirkt selbstverständlich sehr leicht wegen der Reisebeschwerden und der mangelhaften Pflege und Ernährung eine Erhöhung der Sterblichkeit; doch haben die öffentlichen Massregeln zum Schutz der Kinder eine bedeutende Verbesserung zuwegegebracht: von 100 in Pflege gegebenen, meist aus Paris stammenden Kindern sollen in den 60er Jahren etwa 77 im ersten Lebensjahre verstorben sein, 1884—94 dagegen nur 10 (Prinzing, p. 621). Jene weit verbreitete Sitte macht auch Vergleichungen der Kindersterblichkeit in den einzelnen Departements sehr schwierig, indem man z. B. die hohe Sterblichkeit in Gebieten wie Oise, Seine-inférieure und anderen den Pfleglingen aus den Städten zur Last legen kann. Im Westen und in der Mitte Frankreichs ist das Stillen der Kinder die allgemeine Regel; hier sind die Sterblichkeitsprozente auch im ganzen niedrig, so in der Bretagne, in der Vendée u. s. w. Dagegen ist die Sterblichkeit recht gross gegen Norden und im südöstlichen Frankreich.

In Grossbritannien und Irland dürfte die Ernährung mit Muttermilch allgemein verbreitet sein (in Schottland-Irland häufig sogar bis zum 18. Monat), was, wie in den Skandinavischen Ländern, die verhältnismässig niedrige Kindersterblichkeit erklären kann. Ohne Missstände sind auch diese Länder freilich nicht. Bei den höheren Klassen in England dürfte die Sitte, das Kind mit Mutterbrust zu ernähren, in Abnahme begriffen sein, diese Ernährung wird dann freilich häufig durch Ammenmilch ersetzt; in den ärmeren Klassen der Bevölkerung wird allerdings allgemein das Kind gestillt, aber häufig in Verbindung mit anderer Nahrung; namentlich sind die Verhältnisse ungünstig, wo die Mütter in Fabriken beschäftigt sind und die Kinder mit Mehlbrei u. s. w. ernährt werden. Auch wird vielfach über den Gebrauch von Opiaten geklagt. Häufig wird z. B. Laudanum benutzt; so fand Jones in einem Dorf in Nord-Wales, dass die Frauen regelmässig am Morgen ihren Säuglingen einen oder mehr Tropfen Laudanum verabreichten; das Kind schläft dann, bis die Mutter nach Hause kommt [1]).

In gewissen Gegenden Hollands scheint die Kindersterblichkeit durch die Feldarbeit in den Herbstmonaten sehr erhöht zu werden, indem

1) The Perils and Protection of Infant Life, p. 68.

die Kinder dann in fremde Pflege gegeben und mit Zwiebacksuppe oder ähnlichem ernährt werden [1]).

Die Verhältnisse auf den abseits gelegenen Inseln Island (früher mit grosser Sterblichkeit) und den Fär-Öer (mit allgemeinem Stillen der Kinder und geringer Mortalität) werden in einem späteren Kapitel erörtert werden.

Wenden wir uns von Europa nach Australien, so finden wir hier verhältnismässig sehr niedrige Prozentsätze [2]).

Unter 100 Lebendgeborenen starben unter 1 Jahr alt (1889—98):

New South Wales	11
Victoria	12
Queensland	11
South Australia	10
Western Australia	15
Tasmania	10
New Zealand	8

Wie man sieht, zeichnet sich namentlich New Zealand durch eine nach europäischen Begriffen sehr günstige Kindersterblichkeit aus. Weniger gut erweisen sich die Verhältnisse in Südafrika, namentlich unter der farbigen Bevölkerung. In den 32 wichtigsten Städten der Kapkolonie war die Kindersterblichkeit 1881—90 20 Proz. für die Weissen und 36 Proz. für die Eingeborenen, in der Kolonie überhaupt 1896—98 15 bezw. 26 Proz. [3]).

Recht schwierig ist es, über den Gang der Kindersterblichkeit in den Nordamerikanischen Freistaaten eine Anschauung zu gewinnen. Nach den Censusbericht von 1890 soll die Kindersterblichkeit in den „Registration States" (vgl. oben p. 303) 18 Proz. gewesen sein, und zwar in den einzelnen Staaten folgende [4]):

Vermont	10
New-Hampshire	15
Massachusetts	18
Rhode Island	19
Connecticut	15
New-York	18
New-Jersey	19
Delaware	16
District of Columbia	26

In Vermont mit einer dünnen, wesentlich ackerbauenden Bevölkerung war die Sterblichkeit so niedrig wie in Schweden-Norwegen; in anderen Gebieten, wie z. B. New-York und District of Columbia, fallen die Städte stark ins Gewicht. In Columbia ist auch die farbige Bevölkerung recht zahlreich; unter den Weissen war hier die Sterblichkeit 19 Proz., unter den Farbigen 38. Man hat auch versucht, die Kindersterblich-

---

1) Pfeiffer, Die proletarische und die criminelle Säuglingssterblichkeit in ihrer Bedeutung für die wirthschaftlichen Zustände in Europa. Jahrb. f. Nat. u. Stat., N. F. 4, 1882.

2) T. A. Coghlan, The Wealth and Progress of New South Wales 1898—9. Sydney 1900, p. 617.

3) Tabular Statements relating to Marriages, Births etc. 1896—98. Cape Town 1899. Report of the Medical Officer of Health for the Colony for the Year 1896. Cape Town 1897.

4) Report on Vital and Social Statistics in the United States at the Eleventh Census 1890, Part I. Analysis and Rate Tables. Washington 1896.

keit der weissen Bevölkerung in den „Registration States“ nach dem Geburtsort der Mutter zu unterscheiden, und teilweise werden auch die Erwartungen erfüllt, die man demgemäss nach den Ergebnissen für die europäischen Geburtsländer hegen würde; aber da die Bevölkerung nach der Einwanderung unter anderen Verhältnissen lebt, als vorher, und die Immigranten selten die wirklichen sozialen Verhältnisse der Heimat repräsentieren, so ist eine durchgehende Uebereinstimmung nicht zu erwarten. Von allen Ausländern stehen obenan die Skandinavier, dagegen haben die Kinder der böhmischen, ungarischen und italienischen Mütter verhältnismässig geringe Lebensaussichten.

Nach den für Japan vorliegenden Erhebungen aus dem Jahre 1896 kann man die folgende Tafel berechnen. Wie oben p. 329 angedeutet, sind wahrscheinlich viele Fälle von kurz nach der Geburt erfolgten Todesfällen als Todtgeburten mitgerechnet; die Sterblichkeit ist nicht aussergewöhnlich gross; interessant ist, dass die Sterblichkeit bei und kurz nach der Geburt etwa dieselbe ist bei beiden Geschlechtern; ob man zur Erklärung an die angeblich in Ostasien allgemein herrschende Gleichgültigkeit gegen weiblichen Familienzuwachs denken soll, muss dahingestellt bleiben.

Von 1000 Geborenen überlebten:

	Knaben	Mädchen
Geboren	1000	1000
Lebendgeboren	911	911
1 Jahr alt	769	786
2 Jahre alt	735	754
3 „ „	714	734
4 „ „	701	721
5 „ „	692	712

Ueber die Kindersterblichkeit in Britisch-Ostindien hat man jetzt verhältnismässig gute Auskünfte[1]). Die Sterblichkeitswerte beziehen sich auf die zehnjährige Periode zwischen den beiden Volkszählungen 1881 und 1891. Diese Periode war im ganzen eine sehr günstige, ohne Notjahre (nur Bengal hatte während dieser Zeit misslichere Verhältnisse), weshalb auch die Sterblichkeitstafeln vielleicht einen allzu optimistischen Eindruck machen.

Die untenstehenden Werte beziehen sich auf Madras Presidency, Bombay Pres., North-West Provinces und Punjab auf der einen Seite, Bengal Pres. auf der anderen.

Ueberlebenstafel für Indien:

Alter (Jahre)	Knaben			Mädchen		
	Günstige Gebiete	Bengal	Zusammen	Günstige Gebiete	Bengal	Zusammen
0	1000	1000	1000	1000	1000	1000
1	736	712	727	768	746	760
2	672	643	662	708	682	698
3	633	602	622	670	641	660
4	606	574	594	643	613	633
5	587	553	574	623	592	612
10	537	501	524	569	535	557

1) Census of India 1891, II, 1893. Appendix: Actuarial Note by Mr. G. F. Hardy, F. J. A., on the Vital Statistics of Selected Provinces, with Life Tables.

Von 10 000 Personen eines jeden Alters starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Knaben			Mädchen		
	Günstige Gebiete	Bengal	Zusammen	Günstige Gebiete	Bengal	Zusammen
0	2635	2882	2726	2319	2536	2399
1	869	962	903	782	866	813
2	580	642	602	534	591	554
3	425	471	437	400	443	411
4	328	360	341	315	346	327

Wie man sieht, hat die Sterblichkeit nach Hardy's Berechnungen ganz denselben Verlauf wie in Europa, und wie hier ist die Sterblichkeit beim männlichen Geschlecht anfangs bedeutend grösser als beim weiblichen. Die Prozentsätze sind etwas höher als in den besser gestellten Ländern der westlichen Kultur, haben aber offenbar sehr viele Seitenstücke nicht nur in Süddeutschland, sondern auch anderwärts (vgl. z. B. Berlin oben p. 358), nur nehmen die Sterblichkeitswerte in Indien vielleicht mit dem Alter langsamer ab als in Europa, was jedoch recht wohl den Mängeln der Beobachtungen und der Methode ihrer Bearbeitung zugeschrieben werden kann.

Es ist leider nicht leicht, diese Rundschau über die Kindersterblichkeit wesentlich zu erweitern, namentlich was die Tropen anbetrifft, und noch schwieriger wird es sein, die Ursachen der Verschiedenheiten zu enthüllen.

Auf den dänisch-westindischen Inseln, mit einer gemischten Bevölkerung, scheint die Sterblichkeit viel grösser als im Mutterlande zu sein, und zwar dürfte man die Säuglingssterblichkeit im ersten Lebensjahre, allerdings mit einiger Unsicherheit, auf etwa $\frac{2}{5}$ veranschlagen können. Besser scheinen die Verhältnisse auf Trinidad zu liegen, wo etwa 18 Proz. der Geborenen sterben[1]. Nach einer älteren, freilich etwas unvollkommenen Untersuchung eines Distrikts auf Java mit etwa 40 000 Eingeborenen würde dort die Sterblichkeit ungeheuer sein, indem wenig mehr als ein Drittel das 14. Jahr erlebte[2]. Derartige Auskünfte betreffend die tropischen Gegenden kann man allerdings hier und dort in der statistischen Litteratur finden, bei den ausserordentlichen Verschiedenheiten in den Lebensbedingungen ist es aber vorläufig unmöglich, aus diesem bunten Gewirr ein geordnetes Bild zu gestalten.

11. Noch schwieriger wird es sein, die Sterblichkeit nach sozialen Gliederungen der Bevölkerung zu messen und die Erklärung der Unterschiede zu geben. Nur auf einzelnen Punkten lassen sich einheitliche Schlüsse ziehen. So hat man überall, wenigstens in der ersten Zeit nach der Geburt, eine sehr bedeutende Erhöhung der Sterblichkeit der ausserehelichen Kinder den ehelichen gegenüber, ein Gegensatz, der übrigens wegen der schon oben besprochenen Fehlerquellen, namentlich der Legitimationen (vgl. oben p. 134 u. 179), etwas verschleiert wird, sodass es sogar schliesslich zweifelhaft wird, ob die Sterblichkeit der Ausserehelichen, nachdem sie die Gefahren der ersten Jahre überwunden haben, nicht

1) H. J. Clark, Our Population (A Review of the Vital Statistics of Trinidad) 1890.

2) John Crawfurd, Vital Statistics of a District in Java. With Preliminary Remarks upon the Dutch Possessions in the East by Lieut-Colonel W. H. Sykes. Journ. Stat. Soc., Vol. XII, 1849.

etwa kleiner wird als die der Ehelichen, oder ob man es nur mit einer rein formalen Zahlenbewegung zu thun hat.

Für die erste Zeit nach der Geburt werden jedoch die Zahlen als zutreffend gelten können. In Dänemark starben 1890—1894 (vgl. oben p. 351) von 1000 Geborenen:

	Kopenhagen		Provinzstädte		Landdistrikte	
	Eheliche	Uneheliche	Eheliche	Uneheliche	Eheliche	Uneheliche
Todtgeburten	22	33	21	31	25	33
Am ersten Tage . . .	9	21	9	17	9	13
Später im ersten Monat	33	55	32	61	27	50
Zusammen .	64	109	62	109	61	96

Für eheliche Knaben war die Sterblichkeit im ganzen 68, für uneheliche 108, für Mädchen 55 bezw. 96.

Auch wenn man die Beobachtungen auf das ganze erste Jahr erstreckt, wird man in der Regel, ohne Korrekturen mit Rücksicht auf die Legitimationen, sehr grosse Abweichungen zu Gunsten der Legitimität finden. So hat man in Bayern für 1889—95 auf 1000 ehelich Lebendgeborene 260 Sterbefälle im ersten Lebensjahr, auf 1000 aussereheliche 351. Breslau wies 1891—1895 die folgenden Zahlen auf [1]).

Auf 1000 Lebendgeborene kamen Verstorbene:

	Eheliche	Aussereheliche
Im ersten Lebensmonat	64	106
In den folgenden Monaten	191	288
Zusammen im ersten Lebensjahre .	255	394

Dass aber jene Legitimationen sehr zahlreich sein können, beweist die Uebersicht über die in Breslau legitimierten Kinder. Den 2476 im Jahre 1897 todt- und lebendgeborenen ausserehelichen Kindern standen 552 Legitimationen gegenüber, unter welchen ein Viertel (141) auf Kinder, die in demselben Jahre geboren waren, kamen, ein Drittel (177) auf Kinder aus 1896, ein Siebentel (76) auf Kinder aus 1895. In Oesterreich wurden 1886 15 Proz. der lebendgeborenen unehelichen Kinder legitimiert (wahrscheinlich eine untere Grenze). Von den legitimierten waren 26 Proz. 0—1 Jahr alt [2]).

Für 1895—1896 fand Seutemann in Oesterreich über $\frac{1}{4}$ Legitimationen [3]), und Würzburger [4]) berechnet für Dresden 1894—1898, dass kaum der dritte Teil aller in Dresden unehelich geborenen Kinder das 6. Lebensjahr erreicht, ohne durch Eheschliessung der Eltern legitimiert zu werden. Dieser bedeutende Abgang mag z. B. die Eigentümlichkeiten in den folgenden Oldenburger Ergebnissen erklären [5]).

1) Breslauer Statistik, XIX, 2, 1899, p. 6. Eingehend behandelt Fr. J. Neumann die Kindersterblichkeit mit besonderer Rücksicht auf die Unehelichen in seiner Arbeit: Zur Lehre von den Lohngesetzen. Jahrb. f. Nat. u. Stat., III. F. 5 (1893), p. 617 f.

2) Ertl, Uneheliche Geburt und Legitimation. Stat. Monatschrift, XIII. Wien 1887.

3) Die Legitimationen unehelicher Kinder nach dem Berufe und der Berufsstellung der Eltern in Oesterreich. Stat. Monatschrift, N. F. V, 1900.

4) Zur Statistik der Legitimationen unehelicher Kinder. Jahrb. f. Nat. u. Stat., III. F. 18, 1899.

5) Kollmann, Das Herzogtum Oldenburg während der letzten vierzig Jahre, 1893, p. 87.

	Eheliche	Uneheliche
0 Jahr alt . . .	1143	2325
1 " " . . .	410	549
2 " " . . .	217	251
3 " " . . .	150	135
4 " " . . .	115	137

Um nun die in der Legitimation liegende Fehlerquelle auszuschalten, hat Böckh, wie schon erwähnt (p. 104 u. 179), die Berliner Statistik einer gründlichen Bearbeitung unterworfen, für einige Jahrgänge nur bis zu dem vollendeten ersten Lebensjahre, für ältere Jahrgänge dagegen für die ersten 5 Jahre; ich greife hier die Ergebnisse für 1885 heraus.

Alter	Von 1000 Geborenen überlebten	
	Eheliche	Uneheliche
Geburt . . .	963	943
1 Monat . .	911	828
2 Monate . .	889	767
3 " . .	868	716
4 " . .	847	676
5 " . .	830	638
6 " . .	813	613
7 " . .	796	590
8 " . .	782	572
9 " . .	769	557
10 " . .	757	543
11 " . .	745	530
12 " . .	735	515
$1\frac{1}{4}$ Jahr . .	709	488
$1\frac{1}{2}$ " . .	691	471
$1\frac{3}{4}$ " . .	679	455
2 Jahre . .	669	446
3 " . .	642	425
4 " . .	624	412
5 " . .	612	405

Die Sterblichkeit der Ausserehelichen ist also am Anfang des Lebens ausserordentlich viel grösser als bei den Ehelichen, teilweise, wie wir gesehen haben, als Wirkung der schlechten Ernährung. Im ersten Monat ist die Sterblichkeit der Unehelichen zwei- bis dreimal, im sechsten etwa zweimal, im neunten ein- bis zweimal so gross. Zu einigermassen ähnlichen Ergebnissen gelangt man an der Hand der Sterbetafel von 1897. Im zweiten Lebensjahre ist der Unterschied noch sehr bedeutend. Von 100 überlebenden Einjährigen werden binnen Jahresfrist 9 bezw. 13 sterben, im folgenden Jahre 4 bezw. 5, und nachher von dreijährigen Kindern (auf den nicht abgekürzten Zahlen fussend) 2,7 bezw. 3,0, im fünften Jahre endlich 2,0 bezw. 1,7. Freilich sind hier die Beobachtungszahlen sehr klein (19 aussereheliche Todesfälle), so dass man kaum den Umschlag im fünften Lebensjahre als sicher annehmen kann. Nur so viel dürfte sich nach diesen Ergebnissen behaupten lassen, dass die schädliche Wirkung der unehelichen Zeugung sich im ganzen allmählich zu verlieren scheint und dass die vier- bis fünfjährigen Unehelichen wohl etwa dieselbe Widerstandsfähigkeit haben als gleichaltrigen Ehelichen.

Dass dieses Ergebnis recht zuverlässig ist, bestätigen die Untersuchungen H. Neumann's, betreffend die jugendlichen Unehelichen[1]). Unter 831 Militärpflichtigen, die unehelich geboren waren, fand er 251

1) Die jugendlichen Berliner unehelicher Herkunft. Jahrb. f. Nat. u. Stat., III. F. 8, 1894.

oder 30 Proz. diensttaugliche und 170 oder 20½ Proz., die der Ersatzreserve überwiesen wurden; für die Ehelichen fand er unter 7476 Personen 2378 oder 31,8 Proz. diensttaugliche und 1291 oder 17,3 Proz., die der Ersatzreserve überwiesen wurden. Der Prozentsatz der überhaupt Diensttauglichen ist somit fast derselbe; die Abweichungen bewegen sich durchaus innerhalb der wahrscheinlichen Fehlergrenzen. Zu einem etwas anderen für die Unehelichen ungünstigeren Ergebnisse führten jedoch entsprechende französische Untersuchungen (l. c. p. 543).

Oben (p. 363) habe ich bereits die Frage der Todesursachen der ehelichen und unehelichen Kinder gestreift. Dieselbe Frage wird von Kermauner und Prausnitz in einer Untersuchung, betreffend die Magendarmerkrankungen der Säuglinge in Graz berührt[1]). 1890–95 fanden sich in dieser Stadt unter 100 Lebendgeborenen 42 uneheliche. Gleichzeitig waren von 100 an Magendarmerkrankungen gestorbenen 0–1jährigen Kindern 44 unehelich, so dass die unehelichen also verhältnismässig häufiger als die ehelichen an diesen Krankheiten starben.

Um einen weiteren Einblick zu gewinnen, habe ich die Berliner Statistik von 1893—97 bearbeitet und daraus die folgenden Zahlen berechnet. In der vierten Krankheitsgruppe: „Diphtherie u. s. w.“ sind Keuchhusten, Croup und Kehlkopfentzündung mit Diphtherie zusammengefasst.

Von 100 Sterbefällen war die Todesursache:

Alter	Unter Ehelichen				Unter Unehelichen			
	Verdauungskrankheiten	Lebensschwäche	Krämpfe	Diphtherie u. s. w.	Verdauungskrankheiten	Lebensschwäche	Krämpfe	Diphtherie u. s. w.
0—1 Monat	16	58	11	1	19	58	6	1
1—2 Monate	45	22	10	4	51	28	6	2
2—3 „	49	16	11	4	49	21	9	4
3—6 „	48	11	12	6	48	16	10	4
6—9 „	40	6	12	9	41	9	10	9
9—12 „	27	4	11	13	29	8	9	10
0—1 Jahr	35	23	11	6	37	32	8	3
1—2 „	10	3	8	18	12	3	9	17
2—3 „	3	0	4	24	3	0	5	20
3—4 „	3	0	3	30	3	0	1	23
4—5 „	2	0	2	32	3	0	7	31

Wie man erwarten konnte, spielen die Verdauungskrankheiten im ersten Lebensjahre und teilweise auch später unter den Unehelichen eine verhältnismässig grössere Rolle als unter den Ehelichen, und dasselbe gilt für Lebensschwäche und verwandte Krankheiten. Dementsprechend treten nun Diphtherie u. s. w. verhältnismässig etwas zurück, aber man darf offenbar daraus nicht schliessen, dass diese Krankheiten weniger verhängnisvoll für die Unehelichen sind, als für die Ehelichen. Es gilt eben auch die Sterbenswahrscheinlichkeit in Betracht zu ziehen. Diese war für ein neunmonatliches Kind, binnen drei Monaten zu sterben, nach der Sterbetafel von 1897 fast genau doppelt so gross für uneheliche wie für eheliche Kinder. Die 10 pro mille Sterbefälle unter Unehelichen in dieser

1) Statistische Untersuchungen über die Sterblichkeit der Säuglinge an Magen-Darmerkrankungen, unter besonderer Berücksichtigung des Einflusses der Wohlhabenheit der Eltern. Jahrb. f. Nat. u. Stat., III. F. 13, 1897, p. 260.

Altersklasse bedeuten also thatsächlich etwa 20, wenn man eine Vergleichung mit der Sterblichkeit der Ehelichen anstellen will, und da unter diesen letzteren nur 13 an den erwähnten Krankheiten starben, ist die Sterblichkeit an diesen Krankheiten doch grösser dort als hier. Leider lässt sich eine Scheidung der Krankheiten in engere Gruppen nicht vornehmen, speziell würde von Interesse sein, ob nicht etwa Diphtherie nach den Berliner Erfahrungen eigenartige Erscheinungen aufweist. Vorläufig darf man wohl feststellen, dass die genannten Krankheiten alle zusammengenommen im ersten Lebensjahre gefährlicher sind für die Ausserehelichen als für die Ehelichen. Dasselbe dürfte auch im zweiten bis dritten Lebensjahre gelten. Dagegen ist es nicht unmöglich, dass die Ehelichen im dritten bis fünften Jahre eine grössere Gefahr haben, diesen Krankheiten zu erliegen, als die Unehelichen.

12. Ist die Sterblichkeit der unehelichen Kinder gross, so gilt dieses noch mehr für die Findlinge. Ueber diesen Gegenstand ist uns aus der älteren Zeit eine recht umfassende Litteratur überkommen. Wir denken hierbei nicht an Anstalten, wie solche in Oesterreich bestehen, die eine Ergänzung der Entbindungshäuser darstellen, wo die Aufnahme sogar, soweit möglich, gegen Entgelt stattfindet, und die kranken Kinder bis zu ihrer Genesung gepflegt, die gesunden in Familien untergebracht werden. Vielmehr sind die Findelhäuser der älteren Zeit gemeint, wie sie in Frankreich, Belgien, Italien und mehreren anderen Ländern bestanden (ursprünglich von der Kirche eingeführt, später durch die merkantilistischen Ideale über den Nutzen einer grossen Volksvermehrung begünstigt), mit einer „Drehlade“, welche automatisch das Kind in das Haus führte. Die Sterblichkeitsverhältnisse dieser Anstalten wurden schon zu Malthus' Zeiten vielfach behandelt[1]. Nach Frank sollen im Pariser Findelhaus oft mehr als 100 Kinder in demselben Raume untergebracht, der Uringeruch soll unerträglich, viele Kinder syphilitisch krank gewesen sein, eine Amme musste bisweilen 6—8 Kinder ernähren[2]. Nach Villermé starben bei künstlicher Ernährung 1820—23 in Lyon mehr als $\frac{2}{3}$ im ersten Jahre nach der Aufnahme, 1824—32 bei sorgfältigerer Behandlung und nach Einführung der Ernährung mit Brustmilch nur $\frac{1}{3}$. In Paris starb 1820—22 die Hälfte, in Reims (künstliche Ernährung) 1826—35 fast zwei Drittel im ersten Lebensjahre[3]. Ad. de Watteville, der etwas später dieselbe Frage behandelte[4], fand übrigens auch in Lyon eine sehr grosse Sterblichkeit: Unter 100 aufgenommenen Kindern starben im ersten Jahre 52, im zweiten 12, und nach Ablauf von 12 Jahren waren von 100 nur noch 26 am Leben. Nach einem späteren Bericht wurden in Frankreich im ganzen 1833—53 583 211 Findlinge aufgenommen. Von diesen wurden 58 320 von ihren Eltern reklamiert, 359 489 starben und nur 165 402 lebten noch in den Anstalten am Ausgang des Jahres 1853. Es deuten diese Zahlen auf eine sehr grosse Sterblichkeit hin, die zum mindesten der von Watteville für Lyon gefundenen zu entsprechen scheint. Nach Ducpetiaux wurden 1834—37 in belgischen Findelanstalten 4959 Kinder aufgenommen; es starben im

1) An Essay on the Principle of Population, 3 ed., 1806, I, p. 359 f.

2) Sein Bericht datiert von 1788, citiert bei Pfeiffer, Die proletarische . . Kindersterblichkeit.

3) De la mortalité des enfants-trouvés. Annales d'Hyg. publ., XIX, 1838.

4) Statistique des enfants trouvés et abandonnés. Journal des Economistes, XXV 1850; vgl. deuxième série XI, 1856.

ersten Jahre 1963, etwa $\frac{2}{5}$. Da auch hier ein Teil der Kinder reklamiert wurde, hat man es ebenfalls mit einer bedeutenden Sterblichkeit zu thun. Zu dieser grossen Sterblichkeit trugen nun wohl nicht nur die schlechten hygienischen Verhältnisse bei, sondern auch der Umstand, dass häufig eben schwächliche Kinder ausgesetzt wurden, wie dies für das Prager Findelhaus nachgewiesen worden ist[1]).

In diesen Verhältnissen ist nun eine grosse Aenderung eingetreten. Die Findelanstalten sind meistens beseitigt oder umgewandelt worden; auch in Italien, wo das System noch besteht, hat man wesentliche Verbesserungen eingeführt, und die Zahl der Drehlden hat von 1866 bis 1897 auf ein Viertel abgenommen; sie sind fast ausschliesslich auf die Abruzzen, Apulien, Calabrien und Sicilien beschränkt. Nach Raseri war die Sterblichkeit 1893—96 im ersten Lebensjahre 376 pro mille, also immerhin, trotz der Reformbestrebungen, eine bedeutende Zahl.

13. Was die Sterblichkeit in den verschiedenen Gesellschaftsklassen betrifft, so wird man in der Regel dabei auf bedeutende Verschiedenheiten stossen. Ich beginne mit der Kopenhagener Statistik 1880[2]), um eine feste Beobachtungsunterlage zu gewinnen. Unterscheiden wir die 34 000 Ehepaare nach der Gesellschaftsklasse, dann ergiebt sich folgende Scala für die Zahl der verstorbenen Kinder:

1. Beamte, Aerzte, grössere Geschäftsleute u. s. w.	24,5	Proz.
2. Kleinere Handwerker und Gewerbetreibende, Kleinhändler u. s. w.	30,9	„
3. Lehrer, Musiker, Kontoristen, Commis u. s. w.	27,0	„
4. Unterbeamte, Ausläufer, Kellner, Dienstboten u. s. w.	29,8	„
5. Handwerksgesellen, Fabrikarbeiter, Tagelöhner u. s. w.	31,5	„

Diese Zahlen deuten schon weitgehende Unterschiede an; da aber die Dauer der Ehe und die Kinderzahl sehr verschieden sind, muss man erst diese Ursachen eliminieren, bevor sich ein endgültiges Urteil aussprechen lässt. Wenn man für jede der durch Scheidung nach der Dauer der Ehe und nach dem Alter der Gatten bei der Trauung entstehenden Abteilungen berechnet, wie viele Todesfälle zu erwarten wären, falls die Sterblichkeit in jeder von ihnen die durchschnittliche wäre, und wenn man diese Zahlen mit den wirklich eingetretenen Todesfällen zusammenstellt, so erhält man folgende Uebersicht:

	Auf 1000 berechnete Todesfälle kamen wirkliche	Wenn die Sterblichkeit der ersten Gruppe gleich 100 gesetzt wird, hat man:
1. Gruppe	782	100
2. „	1003	128
3. „	894	114
4. „	985	126
5. „	1073	137

Der Unterschied ist also beträchtlich. Teilweise erklärt er sich aus der verschiedenen Fruchtbarkeit (vgl. oben p. 366 f.), aber es bleibt selbst nach Berücksichtigung dieser letzteren eine wesentliche Differenz bestehen.

1) Vgl. Finkelstein, Morbidität und Mortalität in Säuglingsspitälern. Zeitschr. f. Hyg., 28, 1898. Conrad, Findelhäuser oder Findelanstalten. Handw. d. Staatsw., 2. Ausg., III, 1900, daselbst auch ein Artikel von Raseri für Italien. Von älterer Litteratur ferner Conrad, Die Findelanstalten, ihre geschichtliche Entwickelung und Umgestaltung in der Gegenwart. Jahrb. f. Nat. u. Stat., 12, 1869.

2) Rubin u. Westergaard, Statistik der Ehen, 1890, p. 103 ff.

Nehmen wir z. B. die Ehen, welche genau 15 Jahre dauerten, dann ergeben sich folgende Zahlen:

	Von 100 Kindern starben	
	Erste Gruppe	Zweite Gruppe
Ehen, deren Kinderzahl 1—4	13	21
„ „ „ 5—8	19	34
„ „ „ 9 und darüber	42	54

In der ersten Gruppe, von der man in erster Linie sorgfältige Pflege der Kinder und Beachtung der hygienischen Vorschriften erwarten darf, sind die Mortalitätsverhältnisse also viel günstigere als in der Klasse der Arbeiter, wo es teils ökonomisch unmöglich ist, derartige Rücksichten zu nehmen, teils auch die Einsicht betreffend die Wichtigkeit der hygienischen Massregeln eine geringere ist.

Wie diese Verschiedenheiten sich nun gestalten, wenn man die Altersverhältnisse mitbetrachtet, hat für Dänemark Th. Sörensen untersucht [1]. Er teilte die Stadtkinder in vier Gruppen: die unehelichen, die ehelichen Kinder der Arbeiter, diejenigen der Lehrer, subalternen Beamten, Handwerker, Kleinhändler u. s. w., und endlich die Kinder der höheren Beamten, Fabrikanten, Kaufleute, Rechtsanwälte, Aerzte, Kapitalisten u. s. w. Für ein Stadtviertel in Kopenhagen (Christianshavn) ergaben sich nun folgende Verhältnisse:

Christianshavn. Von 1000 Lebendgeborenen starben 1850—79 im Alter

	0—1 Jahr	1—5 Jahre	0—5 Jahre
Aussereheliche Kinder	426	155	581
Eheliche Kinder der Arbeiter	191	141	332
„ „ „ Kleinhändler u. s. w.	188	104	292
„ „ „ höheren Beamten u. s. w.	170	95	265

Diese Scala entspricht offenbar im ganzen den oben gefundenen Zahlen; die Uebersterblichkeit der Arbeiterkinder behauptet sich auch nach Eintritt in das zweite Lebensjahr. Entsprechende Ziffern fand Sörensen ebenfalls für sieben Kleinstädte (1850—1879).

Kleinstädte. Von 1000 Lebendgeborenen starben im Alter

	0—1 Jahr	1—5 Jahre	0—5 Jahre
Aussereheliche Kinder	180	57	237
Eheliche Kinder der Arbeiter	142	90	232
„ „ „ Kleinhändler u. s. w.	120	85	205
„ „ „ höheren Beamten u. s. w.	101	80	181

Nur die ausserehelichen Kinder im ersten bis fünften Jahre zeigen hier ein anderes Ergebnis als oben; da aber die Legitimationen und andere Wanderungen weder dort noch hier berücksichtigt werden können, sind die betreffenden Zahlen nicht ganz verlässlich.

Für die Landdistrikte erhielt Sörensen Beobachtungen von 25 Kirchspielen (ca. 25 000 Geburten 1850—1879). Er unterschied auch hier neben den Unehelichen drei Gesellschaftsklassen, erstens Arbeiter, Häusler u. s. w., ferner Schullehrer, Hüfner und Halbhüfner, Kleinhändler, Handwerker u. s. w., und endlich Beamte, Gutsbesitzer, Kapitalisten u. s. w. Er fand:

---

1) Börnedödeligheden i forskjellige Samfundslag i Danmark. Kjöbenhavn 1883.

Landdistrikte. Von 1000 Lebendgeborenen starben im Alter:

	0—1 Jahre	1—5 Jahr	0—5 Jahre
Aussereheliche Kinder	156	39	195
Eheliche Kinder der Arbeiter	110	72	182
„ „ „ Hüfner, Halbhüfner u. s. w.	114	82	196
„ „ „ Gutsbesitzer, Beamten u. s. w.	102	72	174

Die geringe Sterblichkeit der Unehelichen im Alter 1—5 dürfte wesentlich nur eine formale Konsequenz der besonders auf dem Lande häufigen Legitimationen sein. Auffallend ist übrigens der geringe Unterschied der Kindersterblichkeit in den drei Gesellschaftsklassen. Hier kann man wohl schon behaupten, dass, je niedriger das Sterblichkeitsniveau bereits ist, desto schwieriger es sein wird, noch weitere Verbesserungen zu erzielen. Ist die Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahre z. B. $\frac{1}{3}$ oder mehr der Geborenen, dann wird eine Besserung der hygienischen Zustände sich leicht fühlbar machen; anders, wo man schon bis auf $\frac{1}{9}$ oder $\frac{1}{10}$ gelangt ist. Hierzu kommt, dass aller Wahrscheinlichkeit nach die Lebensbedingungen der Kleinkinder nicht viel schlechtere waren unter Feldarbeitern als unter besitzenden Bauern. Das Stillen dürfte dort wie hier dieselbe allgemeine Verbreitung haben, und die hygienische Bildung war wenigstens damals ebenso gering unter den Hüfnern wie unter den Feldarbeitern. Die Hautpflege der Kleinkinder war gleich vernachlässigt und die Wohnungsverhältnisse bei grösserem Wohlstand nicht wesentlich besser, indem die Familie, selbst wenn sie mehr Zimmer zur Verfügung hatte, sich in der Regel auf zwei beschränkte. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangte J. Carlsen[1]) für die Insel Bornholm. 1876—1884 wurden in der Hüfnerklasse 1294 Kinder lebend geboren; es starben unter einem Jahre 149, also etwa $11\frac{1}{2}$ Proz., in der Klasse der Häusler und Fischer von 4343 386 oder nur 9 Proz., ein auffallender Unterschied, der jedoch innerhalb des Spielraums der Zufälligkeiten bleibt.

Zur weiteren Würdigung dieser Verhältnisse dient eine Untersuchung der Sterblichkeit in den späteren Kindesjahren, wie sie für die Landbevölkerung Fünens vorliegt[2]). Dieser seien folgende für die Periode 1876—1883 geltende Zahlen entnommen:

Von 100 Gleichaltrigen starben jährlich:

Gesellschaftsklasse	Knaben		Mädchen	
	5—10 Jahre	10—15 Jahre	5—10 Jahre	10—15 Jahre
Handwerker	0,50	0,32	0,60	0,39
Hüfner und Halbhüfner	0,66	0,45	0,67	0,40
Häusler mit Feld	0,66	0,50	0,89	0,73
Häusler ohne Feld	0,95	0,43	0,99	0,63
Kinder in Armenversorgung	0,5	0,5	0,8	0,7
Gesamtbevölkerung	0,67	0,42	0,74	0,52

Die Untersuchung hatte die Schwierigkeit zu überwinden, dass schon im Alter 10—15 viele Kinder in die Klasse der Dienstboten über-

1) Oplysninger om Levevilkaar, Sygelighed og Dödelighed paa Bornholm. Kjöbenhavn 1886.

2) Rubin und Westergaard, Landbefolkningens Dödelighed i Fyens Stift. Kjöbenhavn 1886.

treten und in dieser bei der Volkszählung aufgeführt werden (vgl. p. 134 f.); es wurde aber versucht, sämtliche Zahlen so zu bearbeiten, dass jede Gruppe die aus ihr hervorgehenden Dienstboten mit umfasst. Da diese Berechnung nur annäherungsweise vorgenommen werden kann, sind die Ergebnisse für 10—15 Jahre schon aus diesem Grunde etwas unsicher. Im ganzen dürfte man aus vorstehender Tafel schliessen können, dass im Alter 5—10 die günstigen Wirkungen des grösseren Wohlstandes der Hüfner sich endlich geltend machen, doch sind diesen wohl die Handwerker (meistens Kleinhandwerker) noch etwas voraus. Die 5—10jährigen Kinder der Häusler ohne Feld weisen eine höhere Sterblichkeit auf als die der Häusler mit Feld, d. h. solcher, die genug Land besitzen, um eine oder mehrere Kühe halten zu können.

Es verdient Beachtung, dass die Sterblichkeit der Kinder in Armenversorgung keine grosse war; freilich war das Material sehr begrenzt (31 bezw. 28 Todesfälle im Alter 5—10 bezw. 10—15); wie wir in einem späteren Kapitel sehen werden, stehen diese Ergebnisse jedoch in gutem Einklang mit Erfahrungen für spätere Lebensjahre. Man darf wohl auch erwarten, dass die Einrichtungen der Armenhäuser und überhaupt die Gestaltung der Armenversorgung in einer modernen Kulturbevölkerung recht gute hygienische Bedingungen bieten kann, die einen gewissen Ersatz für das fehlende Familienheim darstellen.

In Verbindung mit diesen Zahlen mögen einige Erhebungen, betreffend das Gewicht und die Grösse der Schulkinder, erörtert werden[1].

Körperhöhe (in Zoll)[2]:

Alter (Jahre)	Knaben		Mädchen	
	Kinder der Hüfner	Kinder der Häusler	Kinder der Hüfner	Kinder der Häusler
7	45	44	45	44
8	47	46	46	46
9	48	48	48	48
10	50	50	50	49
11	52	51	52	51
12	53	52	53	53
13	55	54	55	55
14	56	55	57	55

Man sieht aus diesen Zahlen, dass die Kinder der Hüfner etwas grösser sind als die der Häusler, und entsprechende Erfahrungen liegen vor in Rücksicht auf die Gewichtsverhältnisse.

(Siehe Tabelle p. 398.)

Man könnte nach diesen Erhebungen, ohne weit fehlzugreifen, behaupten, dass die körperliche Entwickelung der Arbeiterkinder um etwa ½ Jahr hinter derjenigen der Kinder von besitzenden Ackerbauern zurückbleibt. Diese Zahlen haben nun in den Erhebungen, betreffend die Kränklichkeit der Kinder, einen Hintergrund. Da die Kinder denselben Schulen angehörten und also meist denselben Beobachter gehabt haben, darf man die Beobachtungen trotz ihrer deutlichen Mängel benutzen (vgl. p. 118 f), und da der Altersaufbau etwa derselbe war, kann ohne Be-

1) Rubin, Statistisk Fremstilling af de danske Skolelokalers Indretning ... samt Skolebörnenes ... sanitære og fysiske Forhold. Kjöbenhavn 1894.

2) 1 Zoll = 2,615 cm.

Gewicht (in Pfund)[1]:

Alter (Jahre)	Knaben		Mädchen	
	Kinder der Hüfner	Kinder der Häusler	Kinder der Hüfner	Kinder der Häusler
7	47	46	46	44
8	52	49	49	47
9	55	54	52	52
10	61	58	59	57
11	67	63	64	62
12	71	68	71	68
13	76	71	79	77
14	80	77	83	80

denken vom Alter abgesehn werden. Es erweist sich dann, dass von den Kindern der Häusler 29 Proz. der Knaben, 45 Proz. der Mädchen kränklich waren, bei den Kindern der Hüfner 27 bezw. 39 Proz., d. h. die letzteren scheinen die gesünderen zu sein. Namentlich waren die Kinder der Häusler sowohl absolut wie relativ häufiger skrophulös als die der Hüfner.

Entsprechende Beobachtungen mit Rücksicht auf die Kränklichkeit sind für die Stadtkinder nicht verwendbar, da die Schulen hier bestimmten sozialen Klassen zugehören; unbedenklich ist dagegen eine Benutzung der Messungen, betreffend Körperhöhe und Gewicht.

Für Mädchen hat man dann das folgende:

Alter (Jahre)	Körperhöhe			Gewicht		
	Privat-schulen	Oeffentliche Schulen		Privat-schulen	Oeffentliche Schulen	
		Entgeltl. Unterricht	Unentgeltl. Unterricht		Entgeltl. Unterricht	Unentgeltl. Unterricht
7	45	44	44	43	43	43
8	46	46	45	46	47	46
9	48	48	47	50	51	50
10	50	50	49	55	56	54
11	52	52	51	61	60	60
12	54	53	53	68	67	66
13	56	56	55	77	75	71

Die Zahlschulen werden meist von Unbemittelten besucht, die noch ein unbedeutendes Schulgeld entrichten können und sich dadurch von den die Freischulen benutzenden Bevölkerungsschichten als relativ wohlhabend abheben. Entsprechend weisen sie im ganzen einen kleinen Vorsprung auf. Die Mädchen, welche die Privatschulen besuchen, gehören teilweise den besser situierten Familien an; sie haben — wenigstens in gewissen Altersklassen — einen entsprechenden Vorsprung vor den Mädchen der Zahlschulen.

Was nun endlich die Knaben betrifft, so entspricht bei diesen die Stufenfolge im ganzen sehr deutlich der sozialen Abstufung.

1) 1 Pfund = ½ Kilogramm.

Alter (Jahre)	Körperhöhe					Gewicht				
	Latein-[1]) schulen	Real-schulen	Mittel-schulen	Zahl-schulen	Frei-schulen	Latein-schulen	Real-schulen	Mittel-schulen	Zahl-schulen	Frei-schulen
7	—	45	45	44	44	—	44	44	45	43
8	—	47	46	46	46	—	47	48	48	48
9	—	49	48	48	48	—	52	51	53	51
10	—	50	50	50	50	—	57	57	58	56
11	54	52	52	51	51	66	61	60	61	61
12	55	54	53	53	53	70	66	66	66	66
13	56	55	55	55	55	75	72	73	73	72
14	58	58	57	56	56	83	82	79	75	74

Die „Lateinschulen" haben also unbedingt vor den übrigen Schulen den Vorsprung, und im ganzen sieht man auch bei Vergleichung der Zahl- und der Freischulen die Wirkung der verschiedenen Ernährung und der sonstigen Verschiedenheiten in den Lebensbedingungen.

Diese Ergebnisse stehen nicht allein. So fand Ch. Roberts, dass 11—12jährige Knaben der englischen Public Schools (wesentlich von Wohlhabenden besucht) eine durchschnittliche Grösse von 55 Zoll (engl.) hatten, von den Schülern der Elementarschulen auf dem Lande die Kinder der Feldarbeiter 53, die Kinder der Fabrikarbeiter u. dgl. 52; noch kleiner waren die Kinder der verkommenen Klassen (Industrial Schools) mit nur 50 Zoll[2]). Ueber den Zusammenhang zwischen dem Ernährungszustand und verschiedenen geistigen und körperlichen Mängeln vergleiche: F. Warner, Mental and Physical Conditions among Fifty Thousand Children . . . Journal Stat. Soc. LIX, 1896 und die auch aus dem Gesichtspunkte der theoretischen Statistik bemerkenswerte Untersuchung von G. Udny Yule: On the Association of Attributes in Statistics. Philos. Trans. 1900.

14. Um nun zum jüngsten Lebensalter zurückzukehren, führe ich nach Seutemann folgende Zahlen für Preussen (1880—1888) an[3]). Es sind hier die Geborenen und Verstorbenen bei den Ehelichen nach der Gesellschaftsklasse des Vaters, bei den Unehelichen nach derjenigen der Mutter unterschieden.

Von 100 Geborenen starben im 1. Lebensjahre (Todtgeborene eingeschlossen):

Bei Almosenempfängern	42
Beim Gesinde	33
Bei den Tagelöhnern	25
„ „ Gehilfen	23
„ „ Selbständigen	22
„ „ Privatbeamten	21
„ „ öffentlichen Beamten	20

Dass die Klasse der Dienstbotenkinder eine so grosse Mortalität hat, erklärt sich wohl zum guten Teil aus den auf diese Klasse besonders häufig fallenden unehelichen Geburten. Die Unehelichen hatten im

1) Lateinschulen, d. h. solche Schulen, die wie in Deutschland die Gymnasien für die Universität vorbereiten.

2) On the Uses and Limits of Anthropometry. Bull. de l'Instit. intern. de stat., VI, 1892. Vgl. ferner Uhlitzsch, Anthropometrische Messungen und deren praktischer Wert. Allg. Stat. Archiv, II, 2, 1892.

3) Kindersterblichkeit sozialer Bevölkerungsgruppen. Tübingen 1894, p. 69 f.

ganzen 39 Proz. Sterbefälle. Für die Jahre 1877—1878 wurden Stadt- und Landbevölkerung bei den betreffenden Erhebungen getrennt; man erhielt dann auf dem Lande für das Gesinde 29 Proz., für die Unehelichen 34, in den Städten 43 bezw. 44 Proz.; die letzteren Zahlen decken sich also beinahe. Die Tagelöhner sind etwas ungünstiger daran als die Gehilfen. Es zeigt sich, dass dieser Unterschied wesentlich nur von den Städten herrührt, während auf dem Lande die soziale Kluft, welche Gehilfen und Tagelöhner scheidet, zum Teil ausgeglichen ist. 1877—1878 starben in diesen Klassen auf dem Lande 20,4 bezw. 22,8 Proz., in den Städten 23,8 bezw. 27,8. Auch hier erweisen sich die Verhältnisse in den Städten schlechter als auf dem Lande.

Die „Selbständigen in Besitz, Beruf und Erwerb" stehen etwas günstiger da als die Gehilfen, was sich jedoch allein aus ihrer verschiedenen Vertretung in der Stadt- und Landbevölkerung erklärt; unterscheidet man für 1877—1878 nach diesen Kategorien, so ergiebt sich sogar in jeder von ihnen bei den Selbständigen eine etwas grössere Mortalität als bei den Gehilfen, während für beide Kategorien zusammen das Umgekehrte der Fall ist. Günstig waren dagegen die Verhältnisse bei den Beamten, wiederum namentlich auf dem Lande.

Die von Seutemann gefundenen Ergebnisse scheinen im ganzen mit den späteren Erhebungen für den preussischen Staat in Uebereinstimmung zu stehen.

Von grossem Interesse ist die Frage nach der Häufigkeit der einzelnen Krankheiten. Kőrösy hat in mehreren seiner Arbeiten nachgewiesen, dass die relative Intensität der Sterblichkeit an Diphtherie kleiner war unter den Armen als unter den Wohlhabenden. So fand er in Budapest, dass 1883—90 auf 100 Fälle von nichtinfektiösen Krankheiten (unter Kindern im Alter 0—5) kamen[1])

Todesfälle an	bei Bemittelten	bei Unbemittelten
Croup	53	25
Diphtherie	89	40
Keuchhusten	12	9
Masern	21	23
Scharlach	51	18
Pocken	16	34

Es fragt sich aber, ob auch, absolut genommen, die Gefahr, an Diphtherie zu sterben, kleiner unter den Armen als unter den Reichen ist. Ich werde später auf diese Frage zurückkommen; für jetzt sei nur bemerkt, dass man hier kaum zu ganz eindeutigen Antworten gelangen kann. Nach Kőrösys eigenen Beobachtungen, betreffend die Sterblichkeit in Kellerwohnungen und anderen Wohnungen, kamen 1879—82 jährlich auf 1000 im ersten Jahre Lebende des Jahres 1881 im Alter 0—5 Sterbende

	in Kellerwohnungen	in sonstigen Wohnungen
an Croup	5,3	3,3
„ Diphtherie	4,9	4,5
„ Keuchhusten	5,5	2,3
„ Masern	10,0	3,2
„ Scharlach	3,7	3,1

1) Die Sterblichkeit der Haupt- und Residenzstadt Budapest in den Jahren 1886—90 und deren Ursachen. Berlin 1898, p. 60.

2) Ueber den Einfluss der Wohlhabenheit und der Wohnverhältnisse auf Sterblichkeit und Todesursachen. Stuttgart 1885, p. 40.

Die Zahlen für Diphtherie sind also für Keller und obere Stockwerke hier ziemlich dieselben. Uebrigens sind die absoluten Zahlen nicht gross genug, um bindende Schlüsse zuzulassen; im Keller starben an Diphtherie 56, in den übrigen Wohnungen 612. Dagegen scheinen die Masern viel verhängnisvoller in den Kellerwohnungen aufzutreten. Nach Untersuchungen für Berlin über die Sterblichkeit in ärmeren oder reicheren Stadtvierteln war die Sterblichkeit an Scharlach bezw. Diphtherie auf 1000 Kinder unter 5 Jahren in den reichsten Bezirken 0,5 bezw. 0,95, in den ärmsten 0,7 bezw. 1,14, also ein Unterschied zu Gunsten der Reichen; geht man aber mehr ins Einzelne, indem man die Diphtherie-Erkrankungen in Breslau für 157 Bezirke, nach acht Wohlstandsgruppen verteilt, berechnet, dann findet man fast keinen Unterschied; die ärmste Gruppe führt übrigens hier die kleinste Zahl [1]).

Eine Untersuchung von Neefe für Breslau ergab ähnliche Resultate wie die Kőrösy's. In acht Wohlstandsgruppen war 1881—90 die Sterblichkeit von 1000 0—15jährigen an Diphtherie fast die gleiche, während im übrigen die Sterblichkeit viel grösser unter den Armen als unter den Reichen war [2]).

Zu noch grösseren Differenzen gelangte Wolff in einer Arbeit, betreffend die Sterblichkeit in Erfurt [3]). Leider macht er über den Umfang seiner Beobachtungen keine Angaben.

Für Irland hat Grimshaw die offizielle Statistik Dublins (1883—85) bearbeitet und die untenstehenden Zahlen gefunden, die auf Volkszählungsergebnissen und Todesfällen fussen. Die Intensität der Sterblichkeit von Kindern unter 5 Jahren war nach diesen Ermittelungen [4]):

Beamte, liberale Professionen, grössere Fabrikanten und Kaufleute	22 pro mille
Angestellte im Handel, Kontoristen u. s. w.	59 „ „
Handwerker und Kleinhändler, Facharbeiter u. s. w.	71 „ „
Dienstleute, Kutscher, allgemeine Arbeiter u. s. w.	110 „ „

Diese Verschiedenheiten sind so kolossal, dass man versucht ist, an der Zuverlässigkeit der Zahlen zu zweifeln.

Viel grössere Bedeutung hat die Untersuchung für Halle, welche der Initiative J. Conrad's zu verdanken ist [5]). Von 100 Lebendgeborenen starben nach dieser Untersuchung 1870—74 im ersten Lebensjahre

Eheliche Kinder der höheren Stände	10
„ „ „ Handwerker	20
„ „ „ Subalternen, kleinen Kaufleute etc.	24
„ „ „ Arbeiter und anderen Angestellten	20
Uneheliche Kinder	36

Diese Zahlen stimmen mit der Erwartung, die man von vornherein hegen wird, ganz gut überein, nur ist schwer zu verstehen, weshalb die Kinder der kleinen Kaufleute eine so grosse Sterblichkeit gehabt haben.

---

1) Kőrösy, Ueber den Zusammenhang zwischen Armut und infektiösen Krankheiten und über die Methode der Intensitätsrechnung. Zeitschr. f. Hygiene u. Infektionskrankh., 18, 1894. Vgl. Flügge, Die Verbreitungsweise der Diphtherie mit specieller Berücksichtigung des Verhaltens der Diphtherie in Breslau 1886—90, ebendaselbst 17, 1894.

2) Ueber den Einfluss der Wohlhabenheit auf die Sterblichkeit in Breslau. Zeitschrift f. Hygiene, 24, 1897.

3) Untersuchungen über die Kindersterblichkeit in Erfurt 1877.

4) Vgl. Humphreys, On Class Mortality Statistics. Journ. Stat. Soc., L, 1887, wo diese Untersuchung ausführlich kritisiert wurde; vgl. auch die nachfolgende Diskussion.

5) Der Einfluss von Lebensstellung und Beruf auf die Mortalitätsverhältnisse in Halle in den Jahren 1855—74. Jena 1877.

Kuborn teilt in seiner oben citierten Arbeit die Resultate einer Untersuchung für Lyon von Devilliers mit: bei Kindern von Armen, Arbeitern, und bei unehelichen Kindern war die Sterblichkeit von 100 Neugeborenen im ersten Jahre 27, bei Kindern von besser gestellten Arbeitern, Beamten u. s. w. 20 Proz., bei Kindern von Landleuten und Personen aus den Landdistrikten der Umgegend 10 Proz.

Mit diesen Zahlen stimmen nun wieder ganz gut die Stufenfolgen überein, die man erhält, wenn man die Strassen oder Stadtviertel einer Stadt nach dem durchschnittlichen Steuereinkommen oder ähnlichen Massstäben ordnet. So wenn man die Breslauer Statistik bearbeitet, oder wenn Reck für Braunschweig die Strassen nach 6 Einkommensklassen zerlegte und fand, dass die Sterblichkeit der Neugeborenen vor dem fünften Jahre in den ärmsten Strassen 41 Proz. war und nun regelmässig von Wohlstandsklasse zu Wohlstandsklasse abnahm, bis zu 23 Proz.[1]). In gutem Einklang hiermit stehen auch seine Beobachtungen, betreffend eheliche Kinder, nach dem Steuereinkommen der Familie; nach zwei Gruppen getrennt war die Sterblichkeit in der inneren Stadt vor 5 Jahren unter den Armen 35 Proz., unter den Wohlhabenderen 27 Proz., in der äusseren Stadt 30 bezw. 17 Proz.

Auch für einzelne Gesellschaftsklassen liegen Beobachtungen vor. So fand Helm für eheliche Kinder der Bergleute im Königreich Sachsen eine Sterblichkeit im ersten Lebensjahre gleich 23 Proz. (in Freiberg), 26 Proz. (in Zwickau), an und für sich recht grosse Zahlen, aber doch, wie es scheint, kleiner als die für die allgemeine Bevölkerung der Umgebung[2]).

In einigen niederschlesischen Bezirken fand v. Fircks gleichfalls etwas günstigere Verhältnisse für die Bergleute, während in anderen, wo die Weberbevölkerung weniger zahlreich ist, das Umgekehrte zutraf[3]).

Dass endlich die Glasschleiferei eine sehr grosse Kindersterblichkeit aufweisen kann, scheint aus G. Lange's Untersuchungen hervorzugehen[4]).

15. Diesen Zahlen gegenüber stehen nur die Resultate und Untersuchungen betreffend die höheren und gebildeten Stände. Nach einer mir handschriftlich zur Verfügung gestellten Tafel über die Sterblichkeit in den europäischen souveränen Fürstenfamilien (1841—90), welche G. Sundbärg ausgearbeitet hat, war die Sterblichkeit auf 100 lebendgeborene Kinder im ersten Lebensjahre nur 6,4, und vor dem fünften Lebensjahre starben nur 12,3 Proz.; die Sterblichkeitsintensität zwischen 5 und 10 Jahren war blos 4,5 pro mille und zwischen 10 und 15 Jahren 3,6 pro mille. Ansell fand in seiner oben citierten Arbeit für eine etwas ältere Periode die folgenden Zahlen für wohlsituierte Familien:

---

1) Bericht über die Gesundheitsverhältnisse der Stadt Braunschweig in den Jahren 1864—73. Braunschweig (Jahr der Veröffentlichung nicht angegeben). Vgl. u. a. auch Juraschek, Sterblichkeit in Wien im Jahre 1891. Stat. Monatschr., XIX, 1893 und Kőrösy, Die Sterblichkeit der Stadt Budapest. Berlin 1885.

2) Die Kindersterblichkeit im sächsischen Bergmannsstande. Zeitschr. des Kgl. sächs. stat. Bureaus, 31, 1885.

3) Die Zeit der Geburten und die Sterblichkeit der Kinder. Zeitschr. d. Preuss. Stat. Bur. 1885.

4) Die Glasindustrie im Hirschberger Thal. Schmoller's Forschungen, IX, 1889. Mit Rücksicht auf die Tabakarbeiter vgl. G. Étienne, La mortalité infantile dans les familles des ouvrières à la manufacture de tabacs de Nancy. Annales d'Hyg., 3me série, 37, 1897.

Von 1000 Lebendgeborenen waren noch am Leben:

Alter (Jahre)	Knaben	Mädchen	Kinder von Geistlichen	Juristen	Aerzten	Anderen
1	910	929	926	920	913	916
2	889	907	907	898	892	892
3	878	898	898	891	880	880
4	870	889	892	885	869	871
5	863	883	886	878	862	864
10	839	862	867	855	837	840
15	824	844	848	839	821	825

Die Sterblichkeit in den ersten fünf Jahren ist also in den vier Gruppen ebenso günstig, wie bei den Fürstenfamilien. Der Stand der Geistlichen zeigt die wenigsten Todesfälle, doch ist der Unterschied nicht auffallend und könnte noch in den Bereich der Zufälligkeiten fallen.

Auch für den englischen Adel liegen Beobachtungen vor. Ich vergleiche die Ergebnisse mit Zahlen, die von Ansell sen. betreffend Kinder von Pfarrern (Clergy Children) 1830 ermittelt worden sind[1].

Von 1000 Neugeborenen überlebten in jedem Alter

Alter (Jahre)	Peerage Families	Clergy Children
0	1000	1000
1	930	917
2	915	880
3	908	860
4	904	848
5	899	839
10	882	815

Diese Zahlen stehen mit den obigen in gutem Einklang und stimmen auch ganz leidlich mit den Zahlen betr. Pfarrerkinder überein, die Hodgson in seiner früher citierten Schrift (p. 282) mitgeteilt hat. Nach Samuel Brown's Berechnungen, die dem Buch beigefügt sind, starben im ersten Lebensjahre (Intensität der Sterblichkeit) 8 Proz. jener Kinder.

Es dürfte somit als praktisch erreichbares Minimum der Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahre vorläufig wohl etwa 7 Proz. angesehen werden können: etwas mehr oder weniger nach den günstigeren oder ungünstigeren Lebensverhältnissen der Kinder. Nach Böckh's Beobachtungen betreffend die Wirkung der Ernährung der Kleinkinder kommt man ungefähr zum selben Ergebnisse; die Sterblichkeit im ersten Lebensjahre (eingeschlossen die am ersten Tage Verstorbenen) eines Brustkindes scheint nach diesen Erhebungen etwa 7 Proz. der Lebendgeborenen zu sein. Schon eine solche Ziffer würde den thatsächlichen Verhältnissen gegenüber ungeheure Ersparnisse an Leben bedeuten. Dass vorläufig der allgemeine Durchschnitt nicht viel unter diese Zahl sinken kann, ist eine Folge davon, dass viele Kinder schon von der Geburt an atrophisch sind oder an ähnlichen Krankheitszuständen leiden und deshalb selbst bei vorzüglicher Pflege nur geringe Lebenschancen haben. Könnte man die Kinder in zwei Gruppen teilen, auf der einen Seite solche, die ohne erbliche Belastung und mit Rücksicht auf Geburtenfolge günstig gestellt

1) Bayley and Day, On the Rate of Mortality amongst the Families of the British Peerage. Journ. Inst. Act., IX, 1861, vgl. Journ. Stat. Soc., XXVI, 1863.

sind, auf der anderen solche, die durch Krankheit der Mutter oder andere Umstände von Haus aus schlimm daran sind, so würde man wahrscheinlich bei der ersten Gruppe ein noch bedeutend niedrigeres Niveau erreichen können.

16. Zu den Umständen, welche die Sterblichkeit beeinflussen können, gehört ausser den angeführten nun auch der Aufenthalt. In erster Linie ist diesbezüglich an den Unterschied zwischen Stadt und Land zu denken. Freilich wird man hierüber keine übereinstimmenden Ergebnisse erwarten können. Nicht nur, dass, wie wir schon oben gesehen haben, Wanderungen einen störenden Einfluss üben, sondern auch die wirtschaftlichen und sozialen Verhältnisse bedingen bisweilen eine grössere Sterblichkeit auf dem Lande als in der Stadt. In der Regel wird man freilich die entgegengesetzte Erscheinung beobachten. Ein typisches Beispiel einer grösseren Kindersterblichkeit der ländlichen Bevölkerung bietet das Königreich Sachsen[1]). Hier starben 1891—95 in den Städten von 100 Lebendegborenen im ersten Lebensjahre 27, eine Sterblichkeit, die übrigens sehr ungleichmässig verteilt war. Interessant ist schon hier die Thatsache, dass die Grossstädte Leipzig und Dresden eine relativ kleine Sterblichkeit hatten (21 bezw. 24 Proz.), während die Städte mit 3—5000 Einwohnern 30 Proz. und die mit 5—10 000 29 Proz. als Kindersterblichkeit aufwiesen. Gleichzeitig war nun in den Landgemeinden die Sterblichkeit der Säuglinge 30½ Proz.[2]). Die Fabrikarbeit der weiblichen Bevölkerung in vielen Landdistrikten und die dürftigen Lebensbedingungen der Tagelöhner sowie dem gegenüber die energische philantropische und öffentlich-hygienische Wirksamkeit in den Städten nebst der grösseren Zugänglichkeit ihrer Bevölkerung für Verbesserungen in den Methoden der künstlichen Ernährung dürften die ausreichende Erklärung bieten.

Auch für Süddeutschland kann man bemerkenswerte Ausnahmen von der Regel der grösseren Städtesterblichkeit anführen. Nach der offiziellen Statistik für Bayern kommen auf 1000 in den Jahren 1896 bis 1898 Lebendgeborene in den Städten 246 Todesfälle unter 1 Jahr, auf dem Lande 253. Dagegen wird man in einem Lande wie Mecklenburg die Regel bestätigt finden. Hier starben auf dem Lande 1878 bis 1887 von 100 Lebendgeborenen unter Knaben 16, unter Mädchen 14, während die Zahlen für dieStädte 19 und 16 waren[3]). Für Schweden kann man nach der Statistik von 1881—90 folgende Tafel aufstellen:

(Siehe Tabelle p. 405.)

Der Unterschied ist also sehr merklich, und derselbe bleibt bestehen, wenn man die beiden Geschlechter gesondert betrachtet.

In England-Wales starben 1881—90 von 1000 Lebendgeborenen 142 im ersten Lebensjahr. Die Säuglingssterblichkeit war in den Grossstädten 162, in den kleineren Städten 153 und auf dem Lande 128[4]). Nach dem nordamerikanischen Censusbericht von 1890 starben in einem

---

1) Vgl. mit Rücksicht auf Sachsen u. a. die eingehende Behandlung der ganzen Kindersterblichkeitsfrage durch Schlossmann: Studien über Säuglingssterblichkeit. Zeitschr. f. Hyg., 24, 1897.

2) Vgl. Ganzenmüller, Die Fruchtbarkeits- und Sterblichkeitsverhältnisse Sachsens während der Jahrfünfte 1886 bis 1890 und 1891 bis 1895. Zeitschr. d. Kgl. Sächs. Stat. Bureaus, 43—44, 1897—98.

3) Beiträge zur Statistik Mecklenburgs, Bd. XI, H. 2, 1890.

4) Supplement to the Fifty-Fifth Annual Report of the Registrar-General etc. I, 1895, p. XLVIII.

Alter (Jahre)	Von 1000 lebendgeborenen Kindern werden noch am Leben sein		Von 1000 Kindern sterben binnen Jahresfrist	
	auf dem Lande	in den Städten	auf dem Lande	in den Städten
0	1000	1000	102	149
1	898	851	31	55
2	870	804	20	31
3	853	779	16	23
4	840	762	13	17
5	829	749	10	13
10	799	715	4,6	4,9

Jahr in den Städten der „Registration States“ 21 Proz. der Lebendgeborenen, in den Landdistrikten nur 11.

Auch einzelne Verhältnisse, die mit dem Aufenthalt in Verbindung stehen, hat man untersucht. So wenn Reck in der oben citierten Arbeit beweisen will, dass — unter Berücksichtigung des verschiedenen Wohlstandes — die Sterblichkeit in den feuchten Strassen grösser war als in den trockenen. Doch wird es immer schwierig sein, bei einer so grossen Spezialisierung der Beobachtungen zuverlässige Ergebnisse zu erzielen. Ich werde in einem folgenden Kapitel auf diese Frage zurückkommen.

17. Mehrdeutig sind in der Regel die Auskünfte mit Rücksicht auf die Rasse und die Konfession.

So fand ich unter den Juden Kopenhagens für 1815—1869 eine Kindersterblichkeit, die erheblich kleiner als die der allgemeinen Bevölkerung war, und zwar besonders im Kaufmannsstande, während die in der Regel unbemittelteren jüdischen Handwerker einen geringeren Vorsprung hatten. Die Abweichungen waren aber doch nicht grösser, als dass sie sich aus Unterschieden in der Lebensweise und in den Wohlstandsverhältnissen erklären liessen, und dasselbe dürfte für die übrigens nicht zahlreichen brauchbaren Beobachtungen gelten, die man sonst über diesen Gegenstand angestellt hat. So wenn z. B. Fr. J. Neumann für Baden unter ehelich geborenen Juden eine Säuglingssterblichkeit von nur 22 Proz. (incl. Todtgeburten) fand, dagegen in der evangelischen und katholischen Bevölkerung 28 bezw. 31 Proz.[1]), oder wenn Hoffmann berechnete, dass unter 1000 Geborenen in der jüdischen Bevölkerung Preussens 1822 bis 1840 25 Todtgeborene waren und 129 vor einem Jahre starben, während in der christlichen Bevölkerung die entsprechenden Zahlen 36 und 174 waren[2]).

Neuere Beobachtungen hat Kőrösy mitgeteilt[3]). 1890—91 starben in Budapest auf 1000 Einwohner unter 5 Jahren nach der Volkszählung vom 1. Januar 1891:

---

1) Vgl. Pfeiffer, Die proletarische und die criminelle Säuglingssterblichkeit in ihrer Bedeutung für die wirthschaftlichen Zustände in Europa. Jahrb. f. Nat. u. Stat., N. F. IV, 1882.

2) Betrachtungen über den Zustand der Juden im Preussischen Staate. Sammlung kleiner Schriften staatswirthschaftlichen Inhalts. Berlin 1843, p. 330 f.

3) Die Sterblichkeit der Haupt- und Residenzstadt Budapest in den Jahren 1886—90, p. 17, 51.

Unter	Katholiken	150
„	Lutheranern	140
„	Reformierten	133
„	Israeliten	77

Die Sterblichkeit an angeborener Lebensschwäche war bei den Israeliten etwas kleiner als bei den übrigen Konfessionen. Kőrösy fand, dass unter 1000 Lebendgeborenen 1886—90 bei den Israeliten 36 an angeborener Lebensschwäche starben, bei den Lutheranern 39, bei den Reformierten 41, bei den Katholiken 48. Viel grösser war die Differenz bei einer Krankheit wie Diarrhoe, was daraus erklärt wird, dass die evangelischen und namentlich die katholischen Volkselemente verhältnismässig viel mehr Tagelöhner und Dienstboten unter sich zählen, als die Israeliten und dass daher auch die Zahl der künstlich ernährten Kinder viel grösser ist. Er fand auf 1000 Unterfünfjährige nach den Volkszahlen durchschnittlich jährlich (1886—90) 14 Sterbefälle in der israelitischen Bevölkerung, in der reformierten, lutheranischen und katholischen bezw. 33, 38 und 41; auch Croup und Diphtherie waren seltener bei den Israeliten, doch nicht in gleich auffallendem Grade, die Sterblichkeit an Scharlach war dagegen für alle Konfessionen fast dieselbe.

Grosse Differenzen kann man auch beobachten, wenn man die farbigen und weissen Bevölkerungen unterscheidet. Man vergleiche zum Beispiel die p. 387 für die Kapkolonie mitgeteilten Zahlen mit ihren ungeheuren Differenzen zu Gunsten der weissen Bevölkerung. Dasselbe gilt für die Sterblichkeit der farbigen Kinder in Nordamerika. Aber die proletarische Lage der letzteren giebt schon allein eine hinlängliche Erklärung hierfür.

Wie steht es nun, wenn die Kinder der Weissen dem Einfluss der fremden Klimate unterliegen? Betrachten wir z. B. die Soldatenkinder der britischen Armee in Indien im Jahre 1897 [1]). Dieses Jahr ist übrigens ein etwas ungünstigeres als seine Vorgänger (Sterblichkeit 4,7 Proz. 1886—95, 4,6 Proz. 1896 und 5,0 Proz. 1897). Da die Altersverteilung vom 1. Juli 1897 vorliegt, kann man diese als Massstab für die durchschnittliche Altersverteilung benutzen, und man erhält dann die folgende Tafel:

Alter	Zahl der Lebenden am 1. Juli	Todesfälle	Auf 100 Personen kamen Sterbefälle
0— 6 Monate	436	109	25
6—12 „	506	74	15
12—18 „	456	44	10
18—24 „	453	15	3
2—3 Jahre	580	15	3
3—4 „	561	9	2
4—5 „	472	12	3
5—10 „	1630	7	0,5
10—15 „	658	4	
Zusammen	5752	289	

Diese Zahlen deuten an und für sich auf keine auffallende Sterblichkeit hin. Diejenige im ersten Lebensjahre, welche, nach ihrer Intensität gemessen, 25 bezw. 15 Proz. ist, dürfte etwa $\frac{1}{5}$ oder $\frac{1}{6}$ der Lebendgeborenen betragen, also günstiger sein als unter den Eingeborenen.

1) Annual Report of the Sanitary Commissioner with the Government of India 1897. Calcutta 1899, Table XXV.

Auch die Beobachtungen aus Niederländisch-Indien lauten nicht ungünstig. Hierfür liegen verschiedene bemerkenswerte Untersuchungen von P. van Geer vor. Für die Kinder der Offiziere findet er z. B. die folgenden Ergebnisse [1]):

Wahrscheinlichkeit binnen Jahresfrist zu sterben:

Alter	Knaben	Mädchen
0	0,0914	0,0775
1	0,0195	0,0152
2	0,0150	0,0109
3	0,0085	0,0100
4	0,0063	0,0056
5	0,0035	0,0045

Auch dies sind recht günstige Zahlen; wesentlich ungünstiger stellen sich aber die Beobachtungen van Geer's, betreffend die Civilbeamten; danach scheint die Sterblichkeit etwa $\frac{1}{6}$ im ersten Lebensjahre zu sein, also wie in der britischen Armee in Indien [2]). Nach der offiziellen holländischen Statistik (Jaarcijfers uitgegeven door de Centrale Commissie voor de Statistiek Koloniën) scheint man die durchschnittliche jährliche Sterblichkeit der lebendgeborenen weissen Kinder auf Java, Madoera und anderen holländischen Besitzungen in Asien auf $\frac{1}{6}$ in den ersten zwei Lebensjahren veranschlagen zu dürfen.

Uebrigens stehen hier verschiedene Auffassuugen einander schroff gegenüber. Einige behaupten, dass die europäischen Kinder in den Tropen ebenso gut fortkommen können, wie die Kinder der Eingeborenen, jedenfalls wenn man für passenden Rekreationsaufenthalt in Gebirgsgegenden Sorge trägt, andere — und das ist wohl die Mehrzahl — meinen, dass dies nicht möglich ist, dass die Kinder zwar in den ersten Jahren gedeihen können, aber mit vier bis fünf Jahren schon physisch und geistig degenerieren, falls sie in den heissen Klimaten bleiben, und dass die Verhältnisse selbst in den tropischen Gebirgsgegenden bei der senkrechten Sonne und dem geringen Unterschied in den Jahreszeiten doch keineswegs dieselben Bedingungen bieten wie die temperierten Zonen. So behauptet Will Moore [3]), dass die Vitalität der Kinder, welche in Indien erzogen wurden, namentlich die der Mädchen, später im Leben eine geringere war als bei den in England aufgewachsenen. Selbst die Lebensfähigkeit der Mischrassen, wie z. B. der Eurasians in India, wird von manchen Seiten bestritten.

Einige Schriftsteller deuten an, dass die Fähigkeit der europäischen Völkerschaften, sich in tropischen Ländern zu akklimatisieren, eine sehr verschiedene sei, so sollen namentlich die Spanier und Italiener einen Vorsprung vor den Nordeuropäern haben. Wenn behauptet wird, dass europäische Ansiedler sich nicht mehrere Generationen hindurch in den Tropen behaupten können, so sprechen doch mehrere Beispiele für das Gegenteil, und zwar betreffen dieselben auch Nachkommen englischer Familien. Cl. R. Markham [4]) führt mehrere Stammtafeln an, die zeigen,

1) Eene Sterftetafel voor verzekeringen in Nederlandsch Indie. Jaerboekje voor 1893. Uitgegeven door de Vereenigung voor Levensverzekering. Amsterdam.

2) Rapport en Advies omtrent den Weduwen- en Weezenfonds van burgerlijke Ambtenaren in Nederlandsch-Indië opgesteld door Dr. P. van Geer, 1896.

3) The Suitability of Tropical Highlands for European Settlement. Seventh International Congress of Hygiene, X, 1892; vgl. auch in demselben Bande R. W. Felkin, Tropical Highlands etc. samt dem Urteil von Stokvis in der nachfolgenden Diskussion.

4) On the Suitability of Mountainous Regions etc. in demselben Bande.

dass Weisse zwei Jahrhunderte hindurch in den tropischen Teilen von Peru lebten und sich fortpflanzten; deportierte Aufrührer, die 1650 bis 1700 nach Barbadoes geschickt wurden, so z. B. nach Monmouth's Rebellion 1685, pflanzten sich fort, und ihre Nachkommen leben noch mit gesund aussehenden Kindern, allerdings in dürftigen Umständen. Auch in Tuagua (einer Insel in der Bahamagruppe) kann man englische Familien finden, die seit der Regierungszeit Carls II. dort leben. Aber ob diese Beispiele nur als Ausnahmen gelten können, oder ob sie sich verallgemeinern lassen, muss vorläufig dahingestellt bleiben.

Hiermit haben wir aber schon die Grenzen des Gegenstandes dieses Kapitels überschritten. Wir werden in einem späteren Kapitel die Frage wieder aufzunehmen haben, wenn wir die Sterblichkeit der Erwachsenen behandeln. Nur so viel kann schon hier ausgesprochen werden, dass die Frage nach der Möglichkeit, ein weisses Kind in den Tropen gesund zu erhalten, und zwar unter welchen Umständen und in welchen Gegenden, sich noch nicht endgiltig durch statistische Untersuchungen entscheiden lässt. Es liegen meist nur Einzelerfahrungen vor, die für eine Statistik kaum verwertet werden können. Selbst die holländischen Beobachtungen sind schwerlich geeignet, eine Theorie umzustossen, nach welcher die Kinder in späteren Lebensjahren nicht gedeihen können, weil sie nur zeigen, dass die Gesundheit der Kinder in den ersten Lebensjahren befriedigend sein kann.

18. Von der Menge Fragen, die ich in diesem Kapitel berührt habe, bleiben also viele noch unbeantwortet. Einig ist man wohl allgemein darüber, dass die Ernährungsweise der Säuglinge als Hauptursache ihrer grösseren oder kleineren Sterblichkeit aufzufassen ist, wenn man auch mit Rücksicht auf die numerischen Verhältnisse noch verschiedener Meinung sein kann. Dass die Geburtenfolge und namentlich die Geschwindigkeit derselben von Bedeutung ist, scheint gleichfalls ausser Zweifel zu stehen, und zwar hat man es, wie wir gesehen haben, hierbei nicht bloss mit sekundären Erscheinungen zu thun, mit der formalen Wirkung einer durch die Sterblichkeit beschleunigten Kindererzeugung, sondern man kann die durch die forcierte Fruchtbarkeit hervorgerufene Uebersterblichkeit direkt messen.

Was die späteren Lebensjahre der Kinder betrifft, so dürfte feststehen, dass die Armut einen der Gesundheit wesentlich nachteiligen Einfluss ausübt. Ferner darf man das Stadtleben als ungünstiges Moment für die Vitalität der Kinder anführen, eine Regel, die jedoch nicht ohne viele bemerkenswerte Ausnahmen dasteht.

Was die Vererbung betrifft, so lassen sich allerdings gewisse eklatante Beispiele für dieselbe mit Rücksicht auf Abnormitäten und die Wirkung der Blutsverwandtschaft der Ehegatten anführen, aber eben hier liegen viele Fragen noch sehr im Dunkeln, und es gebricht den meisten diesbezüglichen statistischen Beobachtungen an Schärfe.

Wir werden in den folgenden Darstellungen gelegentlich auf die hier berührten Gegenstände zurückkommen; dabei werden hin und wieder Streiflichter auf die offenen Fragen der Kindersterblichkeit fallen, die vielleicht ein wenig mehr als das bisher Beigebrachte zur Beantwortung dieser Fragen beitragen werden.

Elftes Kapitel.

Land und Rasse.

1. Wenn wir im vorigen Kapitel, trotz aller Unsicherheit, noch einige leitende Gesichtspunkte hatten, so fehlen solche fast gänzlich, wenn von Land und Rasse die Rede ist. Die einfache Thatsache, dass ein Mensch hier oder dort lebt, ist ja doch nicht hinreichend, um seinen Gesundheitszustand ausschliesslich zu bestimmen, und wenn die Bevölkerungen zweier Länder eine verschiedene Sterblichkeit aufweisen, so kann dies ebenso gut dem Unterschiede in Lebensart, Wohlstand, Thätigkeit zuzuschreiben sein, als den klimatischen Verhältnissen oder den Einflüssen von Rasse, Nationalität etc. Es ist kaum möglich, diese verschiedenartigen Ursachen, welche gleichzeitig einwirken, zu isolieren. Wenn ich also trotzdem der Vollständigkeit wegen eine Rundschau über die Sterblichkeit in verschiedenen Ländern versuche, so kann es sich dabei in der Hauptsache nur um eine Aufzählung nackter Thatsachen handeln.

Zu jenen Missständen gesellt sich noch der weitere, dass in jedem Lande die Sterblichkeit von Gebiet zu Gebiet ausserordentlich wechseln kann; die hier angeführten Zahlen sind also nur als Durchschnittszahlen aufzufassen; sie sagen, wie es einem „homme moyen“ in diesem oder jenem Lande ergeht, nicht aber, wie es auf der Sonnen- oder Schattenseite des Lebens aussieht.

Wegen der bunten Zusammensetzung der Gesellschaft in Europa ist es eben für dieses am schwierigsten, einen Ueberblick zu gewinnen. Trotz des grossen Reichtums an statistischen Erhebungen wird es daher unzweckmässig sein, länger bei Europa zu verweilen; erst nach Zergliederung der mannigfachen Ursachen würde eine einigermassen befriedigende monographische — aber gleichzeitig über den Rahmen dieses Werkes weit hinausgehende — Darstellung möglich sein.

Die folgenden Zahlen sind auf Grundlage der Tafeln im Bulletin de l'Institut international de statistique X, 1897 berechnet worden, doch habe ich noch einzelne andere Sterbetafeln zu Rate gezogen[1]).

---

1) Ausgeglichene Mecklenburg-Schwerinsche Sterbetafel (Beiträge zur Statistik Mecklenburgs, XI, 2, 1890) und Stat. Nachrichten über das Grossherzogthum Oldenburg, Heft 22, 1890. Irland ist nicht mitgenommen, da die Berechnung im Bulletin nicht ganz durchsichtig ist. Für Russland habe ich einige Zahlen der Untersuchung von Besser und Ballod entlehnt: Sterblichkeit der orthodoxen Bevölkerung Russ- 1851—90. Allg. stat. Archiv, IV, 2, 1896, p. 535—536. Vgl. übrigens u. a. Bortkewitsch, Russische Sterbetafeln, und: Das Problem der russischen Sterblichkeit. Ebendaselbst III, 1, 1893 und V, 1, 1898.

Von 1000 Personen des betreffenden Alters starben im Laufe der folgenden 20 Altersjahre:

	Alter:			
	5 J.	25 J.	45 J.	65 J.
Italien (1882—91)	140	169	363	921
Spanien (1878—82)	145	212	453	948
Frankreich (1889—93)	108	175	366	901
Belgien (1881—90)	97	169	352	888
Holland (1881—89)	101	162	333	871
Oldenburg (1871—86)	140	223	418	919
Mecklenburg (1866—86)	122	158	374	907
Preussen (1881—90)	115	186	404	911
Sachsen (1891—93)	88	166	415	930
Schweiz (1881—88)	98	184	409	925
Württemberg (1881—90)	89	169	397	914
Bayern (— „ —)	100	182	402	934
Oesterreich (— „ —)	147	209	452	926
Russland (— „ —)	176	198	429	727
Finnland (— „ —)	126	162	348	892
Schweden (— „ —)	105	137	281	838
Norwegen (— „ —)	123	154	281	783
Dänemark (1881—89)	114	148	316	849
England-Wales (1881—90)	88	176	404	883
Schottland (— „ —)	93	183	381	860

Die Zahlen deuten, wie man sieht, ausserordentliche Verschiedenheiten an. Im Alter 5—25 hat man als Maximum 176, als Minimum dagegen nur 88, also genau die Hälfte; in der folgenden Altersstrecke 223 bezw. 137, Zahlen, die etwa dieselbe Differenz haben, wie die Zahlen für 5—25. Im Alter 45—65 ist der Spielraum noch grösser, nämlich 281—453 und im Alter 65—85 727—948. Einigermassen würden sich diese Unebenheiten jedoch wahrscheinlich heben bei völlig gleichen Beobachtungsperioden und bei vollkommener Statistik, so z. B. für Spanien und Russland, welches letztere Land übrigens unten noch besonders berücksichtigt werden soll.

Die günstigsten Gesundheitsverhältnisse haben Schweden-Norwegen aufzuweisen, zwei Länder, die in dieser Beziehung wetteifern. Speziell ist Norwegen wegen seiner vielen alten Leute berühmt; während in Preussen nach obigen Zahlen von 100 Fünfjährigen nur 4 das Alter 85 erreichen, sind dies in Norwegen 11—12 Proz., in Schweden 9 Proz. Freilich ist die Jugendsterblichkeit in diesen Ländern nicht besonders klein, namentlich nicht in Norwegen, wo in gewissen Gebieten die Unglücksfälle eine hervorragende Rolle spielen, so namentlich gegen Norden hin, während übrigens in anderen Gebieten desselben Landes die Tuberkulose bedeutende Verheerungen verursacht[1]). Die grösste Sterblichkeit innerhalb Norwegens scheint Finmarken mit einer z. T. aus Lappen und Finnen bestehenden Bevölkerung zu haben; während 1886—95 im ganzen Reiche von männlichen Personen im Alter 15—19 5,8, im Alter 20—24 und 25—29 9,5 bezw. 8,5 pro mille starben, starben in Finmarken 10 bezw. 14 und 13 pro mille. Etwas hinter Schweden kommt Dänemark mit einer im ganzen bevorzugten Stellung, am ungünstigsten

1) A. N. Kjær, Dödelighedsforhold i Norge. Norsk Magazin for Lægevidenskaben, 1900.

im Norden ist dagegen Finnland gestellt, das den Uebergang zu den Verhältnissen in Osteuropa vermittelt.

Gegen Westen hin begegnet man in Grossbritannien, Holland und Belgien einer günstigen Jugendsterblichkeit, während die Sterblichkeit sich später im Leben im ganzen etwas höher als in Skandinavien stellt. Frankreich kommt Belgien recht nahe. Dagegen herrschen sehr ungünstige Gesundheitsverhältnisse in Spanien, vorausgesetzt, dass die betreffenden Zahlen vertrauenswürdig sind, und ähnlich in Italien für die Jugend und das Greisenalter, während die Sterblichkeit der Italiener zwischen 25 und 65 Jahren einigermassen derjenigen der Franzosen und Belgier entspricht. Ein wenig günstiger als in Italien scheinen die Gesundheitsverhältnisse in Griechenland für die meisten Altersklassen zu sein; ob aber die Kindersterblichkeit hier thatsächlich so niedrig ist, wie es nach den Zusammenstellungen scheint, muss dahingestellt bleiben. In Bulgarien zeigt sich die Sterblichkeit von fünf Jahren bis gegen das Greisenalter hin etwas ungünstiger als in Italien; noch grösser dürfte die Sterblichkeit in Ungarn sein, sie scheint in den meisten Altersklassen diejenige in Oesterreich zu übertreffen, wo die Mortalitätsverhältnisse den spanischen fast gleichkommen.

In Centraleuropa zeichnen sich mehrere Gebiete durch eine günstige Jugendsterblichkeit aus, so die Schweiz und Süddeutschland. Dagegen ist die Sterblichkeit im Greisenalter in diesem Teile Europas nicht sehr niedrig; für die übrigen Altersklassen verzeichnet das Grossherzogtum Oldenburg bedeutende Sterblichkeitskoëfficienten.

Einer Berechnung im Bulletin entlehne ich folgende Zahlen. Nimmt man den Altersaufbau Schwedens als Standard, indem man nach der Sterbetafel jedes Landes berechnet, wie viele Sterbefälle bei Voraussetzung einer gerade so aufgebauten Bevölkerung wie der schwedischen eintreten würden, dann erhält man (auch 0—5 Jahre eingeschlossen) für Schweden und Dänemark jährlich 17 bezw. 18 pro mille, für England-Wales, Belgien und Holland 21, für Frankreich und die Schweiz 22, für Italien 28, für Preussen 26, für Bayern 29 und für Oesterreich sogar 30½.

Auch bei Berechnung der mittleren Lebensdauer kommen die Verschiedenheiten zum Ausdruck. Lässt man die Altersjahre über 90 ausser Betracht, was in der Regel ganz belanglos ist, so fällt das Maximum der ferneren mittleren Lebensdauer für das fünfte Altersjahr auf Schweden mit fast 56 Jahren; es folgt Norwegen mit etwas über 55 Jahren. Das Minimum haben Spanien und Oesterreich mit 48 Jahren; für Grossbritannien und Frankreich findet man etwa 53 Jahre, für Holland-Belgien 54, für die Schweiz und Bayern 52 Jahre, für Preussen und Italien 51. Noch grösser wird selbstverständlich der Unterschied, wenn man die Kindersterblichkeit mit ins Auge fasst. Für Neugeborene hat man bei den im Bulletin behandelten Ländern eine mittlere Lebensdauer zwischen 32 bezw. 34 als Minimum (Spanien bezw. Oesterreich) und 50 (Schweden und Norwegen) als Maximum.

Für Russland berechnet Bortkewitsch (1874—83) als mittlere [illegible] dauer für neugeborene Knaben 26, für Mädchen 29 Jahre, die [illegible] ist nicht nur im Säuglingsalter ungemein gross (nach demselben [illegible] bezw. 35 Proz. der Lebendgeborenen), sondern auch später bis [illegible] aus dem Kindesalter; in den mittleren Altersstrecken weicht [illegible] Sterbetafel nicht sehr von der preussischen ab, im hohen [illegible] lich wird das Bild für Russland ein auffallend günstiges, und [illegible]

auch nach dieser Statistik seinen altbekannten Rang als Land der Langlebigen. Es wird sehr interessant sein, nach Weiterausbildung der offiziellen Statistik dieses Reiches auf diesen Punkt eine spezielle Revision zu richten. Nach Bortkewitsch starben 1874—83 in Russland, mit der deutschen Reichstafel 1871—81 verglichen, unter 1000 Personen jährlich

Alter (Jahre)	Russland M.	Russland W.	Deutschland M.	Deutschland W.
0—5	162	137	99	86
5—10	16	15	9	9
10—15	7	6	4	4
25—30	9	9	9	9
45—50	21	18	19	14
65—70	75	79	66	60
85—90	188	182	308	299

Die kleine Rundschau kann vor allem lehren, dass die verschiedenen Lebensbedingungen die einzelnen Altersklassen sehr verschieden beeinflussen. Süddeutschland mit der ungeheuren Kindersterblichkeit und der niedrigen Jugendsterblichkeit ist ein beredter Zeuge in dieser Beziehung. Wie wir gesehen haben, spielt im Kindesalter die Ernährung eine Hauptrolle, verhältnismässig unabhängig von anderen Ursachen, wie den Wohlstandsverhältnissen. Später machen sich teils die letzteren geltend, teils auch, und vielleicht über viele Altersjahre als die herrschende Ursache der Einfluss der Profession, bis endlich der Ruhestand kommt und mit ihm eine Reihe von neuen Momenten, vielleicht eine Rasseneigentümlichkeit, vielleicht auch noch mehr die Wirkung des ganzen voraufgehenden Lebenslaufes mit seinen Kämpfen, Enttäuschungen, Entbehrungen.

2. Stösst man bei Beurteilung der Sterblichkeit in Europa auf die grosse Schwierigkeit, dass die Zusammensetzung der Gesellschaft nach Beruf, Wohlstandsverhältnissen und Sitten innerhalb jedes Landes eine überaus bunte ist und deshalb einer internationalen Vergleichung trotzt, so gilt dies in weit geringerem Grade für die beiden dänischen, fast ausserhalb Europas liegenden Gebiete, die Fær-Öer und Island. In jedem derselben ist seit vielen Jahrhunderten eine fast ungemischte Bevölkerung wohnhaft, die unter eigentümlichen, sehr homogenen Verhältnissen lebt und von weltgeschichtlichen Ereignissen wenig berührt wird. Mit eigener Kultur ist sie ein in geistiger Beziehung hoch entwickeltes, in wirtschaftlicher Beziehung noch bis in die neueste Zeit auf primitiver Stufe lebendes Volk. Es ist nicht ohne Interesse, die Sterblichkeit derartiger ungemischter Gemeinschaften kennen zu lernen, weshalb ich etwas ausführlicher bei diesem Gegenstande verweilen will[1]).

Die Fær-Öer liegen nördlich von Schottland, zwischen dem 61. und 62. Grade nördlicher Breite. Die Inseln sind ausserordentlich felsig und haben steile, nahezu unzugängliche Küsten; das Klima ist unter dem Einfluss des Golfstroms verhältnismässig mild; nebelige Luft, veränderliches Wetter, milde Winter und kalte feuchte Sommer sind ihm eigen. Wälder giebt es nicht, zur Feuerung dient der reichlich vorhandene Torf. Die Schafzucht bildet eine Haupteinnahmequelle der Bevölkerung, auch Vogelfang, Fischerei und Walfischfang sind von Bedeutung. Die Einwohner sind von norwegischer Abstammung und sprechen eine Mundart der altnordischen Sprache; sie sind hohe, kräftige Gestalten, die von

1) Vgl. mit Rücksicht auf die Fær-Öer Westergaard. Mortality in remote Corners of the World. Journ. Stat. Soc. 1880.

Jugend auf an ein mit mannigfachen Gefahren verbundenes Leben auf dem Meere und den Felsen gewöhnt sind.

Von den 12 955 Personen, die im Jahre 1890 gezählt wurden, waren nur 89 ausserhalb der Inseln geboren. 4920 Personen lebten vom Ackerbau, 4984 erwarben sich ihren Unterhalt auf der See. Die schnell wachsende Bevölkerung zählt verhältnismässig viele alte Leute (11 Proz. über 60 Jahre).

Indem wir die durchschnittliche Volkszahl aus den Volkszählungsergebnissen berechnen und die gefundenen Zahlen mit den Sterbefällen vergleichen, ergeben sich die folgenden Sterbetafeln.

Von 100 Personen des betreffenden Alters starben jährlich:

Alter (Jahre)	Fær-Öer		Dänemark	Fær-Öer		Dänemark
	1855—74	1880—94	1880—89	1855—74	1880—94	1880—89
	Männer			Frauen		
5—10	0,41	0,37	0,72	0,50	0,31	0,77
10—15	0,44	0,26	0,44	0,35	0,27	0,56
15—20	0,66	0,95	0,49	0,38	0,18	0,58
20—25	0,96	1,12	0,70	0,48	0,44	0,61
25—30	1,06	1,17	0,65	0,60	0,62	0,74
30—35	1,12	0,94	0,68	0,74	0,70	0,79
35—40	1,20	1,01	0,78	0,82	0,62	0,84
40—45	1,27	1,17	0,98	0,79	0,63	0,93
45—50	1,77	1,04	1,26	0,88	0,70	1,02
50—55	1,77	1,33	1,68	1,08	0,72	1,22
55—60	2,22	1,90	2,26	1,34	1,00	1,70
60—65	3,18	2,21	3,33	2,15	1,56	2,61
65—70	4,63	3,04	4,69	3,66	2,96	3,92
70—75	6,6	5,8	7,00	5,4	4,3	5,83
75—80	9,8	8,3	10,49	7,5	8,1	9,29
80—85	15,0	17,0	17,87	10,5	13,7	15,74
85—90	25	19	24,67	15	24	21,09

Vergleicht man die Sterblichkeit von 1855—74 mit der für 1880—94, so wird man im ganzen eine bedeutende Abnahme wahrnehmen; das Sterblichkeitsniveau ist, wie man sieht, ein sehr niedriges, nur nicht für die Männer im kräftigen Lebensalter, die stark von Unglücksfällen heimgesucht sind. Im ganzen starben 1880—94 (ausgeschlossen die Todtgeborenen) 2539 Personen (1382 männliche und 1157 weibliche); von diesen verendeten an Selbstmord 5 (4 M., 1 Fr.), also eine sehr niedrige Zahl, dagegen erlitten 260 einen gewaltsamen Tod, durch Ertrinken allein 234. Unter den Männern starben 229 durch Ertrinken, 24 auf andere Weise. Da die meisten Unglücksfälle auf das kräftige Alter fallen, wird die hohe Sterblichkeit der jungen erwachsenen Männer verständlich. Im 10. bis 60. Jahre starben 1880—94 überhaupt nur 571; könnten alle gewaltsamen Todesfälle vermieden werden, so würden die männlichen Færinger offenbar eine ausserordentlich niedrige Sterblichkeit haben.

Die Verteilung der Unglücksfälle nach Alter hat E. M. Hoff untersucht [1]). Er fand für 1880—84 unter 107 Unglücksfällen, die die männliche Bevölkerung trafen, nur 1 unter 15, 5 über 60 Jahre. Im

1) Ulykkestilfœldes Hyppighed paa Færöerne, Dimalætting 50—52, 1891.

Alter 15—40 starben an sämtlichen Ursachen 125, an Unglücksfällen allein 81, also $\frac{2}{3}$; im Alter 40—60 waren die Zahlen 77 und 20. Geht man von der Unglückshäufigkeit für 1846—75 aus, indem man im übrigen auf der oben angeführten Tafel (1855—74) fusst, so erhält man die folgenden Zahlen.

Von 1000 15jährigen werden am Leben sein:

Alter (Jahre)	Wenn alle Todesursachen mitgerechnet werden	Wenn die Unglücksfälle ausgeschlossen werden
25	922	957
45	731	826
65	467	559

Die Unglücksfälle üben also einen ausserordentlichen Einfluss aus.

Noch interessanter ist die ungemein niedrige Säuglingssterblichkeit. Von 1000 neugeborenen Knaben starben 1855—74 im ersten Jahre nur 86, in den ersten 5 Jahren 122, unter Mädchen 70 bezw. 117. Für die neuere Zeitperiode sind die Ziffern im Säuglingsalter 69 bezw. 58, d. h. das Sterblichkeitsniveau für Knaben und Mädchen zusammen ist nur 63 pro mille. Im Laufe der ersten 5 Jahre starben unter Knaben 101 pro mille, unter Mädchen nur 87. Ein so niedriges Niveau wird selten erreicht.

Erkrankungen an Tuberkulose und Scrophulosis sind sehr selten; wie in anderen nördlichen Ländern: Finmarken, dem nördlichen Russland und Grönland kommen intermittierende Fieber nicht vor, Masern waren eine lange Reihe von Jahren (1846—80) ebenso ganz unbekannt, bis ein Schiff die Krankheit einschleppte, welche nun in vielen Orten fast die ganze Bevölkerung unter 34 Jahren befiel. Scharlach hat wohl nicht früher als 1872—75 geherrscht[1]). — Die meisten Todesfälle auf den Fær-Öer treten im Januar-März ein, während Juli-September verhältnismässig günstig sind.

Island, das 1890 70927 Einwohner zählte, ist eine grosse waldlose Insel mit vollständigem Inselklima, zahlreichen Niederschlägen, nebeliger Luft, veränderlichem, stürmischem Wetter und häufigen Orkanen; dagegen ist die Temperatur, namentlich im Winter, nicht viel niedriger als in Dänemark. Die Häuser waren bis vor kurzem zum Teil noch, wie in der Sagenzeit, mit sparsamster Verwendung von Bauholz erbaut, die Wände waren dick und aus Erde aufgeführt, der Luftraum für jeden Bewohner war ungemein klein; man drängte sich der Wärme wegen eng zusammen. Die Fensterscheiben waren klein und nicht zu öffnen, Oefen eine Seltenheit, der Boden war nur bei den Wohlhabenderen mit Brettern belegt. Der Rauch musste durch einen Rauchfang im Dach sich seinen Weg suchen; Abfall von Rindvieh, Fische, Schafsknochen und gedörrtes Seegras wurden ausser Torf zur Feuerung benutzt. In diesen Verhältnissen ist jedoch neuerdings eine grosse Besserung eingetreten. Der allgemeine Wohlstand hat sich gehoben; die Wohnungen sind häufig weit gesünder als früher; im Hauptzimmer befindet sich ein Ofen; Holz wird weit öfter als früher als Baumaterial verwendet, namentlich bei Neubauten seit dem Erdbeben von 1896. Endlich ist die Medizinalverfassung eine viel befriedigerende, und es ist Island mit wohl ausgebildeten Aerzten recht gut ver-

---

1) N. Chr. Lund, Iagttagelser fra Færöerne navnlig angaaende epidemiske Sygdomme. Kjöbenhavn 1884.

sehen. Diese Verbesserungen dürften übrigens erst in der Zukunft ihre volle Wirkung auf die Gesundheitsverhältnisse ausüben können.

Die Isländer führen wie die Bewohner der Fær-Öer ein anstrengendes und gefahrvolles Leben; wenn der Fischfang misslingt oder das Grönlandeis den Graswuchs auf dem Nordlande verhindert, ist die Bevölkerung grosser Not ausgesetzt. Zieht man weiter in Betracht die Naturereignisse, welche die Insel heimgesucht haben, den grossen Mangel an hygienischer Einsicht, durch welchen oft die Verheerungen der Epidemien vergrössert werden, dann wird man kaum günstige Gesundheitsverhältnisse erwarten dürfen. Besonders hatte Island im 18. Jahrhundert viele Notjahre; so wird behauptet, dass in Hole Stift in den Jahren 1783—84 2000 Menschen an Hunger starben[1]).

Dass die Sterblichkeit auf Island früher eine grosse war, hat schon Schleisner nachgewiesen[2]), und zwar hat er auf die damalige grosse Kindersterblichkeit aufmerksam gemacht; es erinnerten die Verhältnisse hier sehr an Süddeutschland. In gewissen Gebieten war Mundkrampf (Trismus neonatorum) eine ausserordentlich gefährliche Krankheit.

Wie dieser schlechte Zustand sich noch viele Jahre weiter behauptete, zeigt ein Blick auf die Todtenlisten. Es war eine häufige Erscheinung, dass die Zahl der Verstorbenen die der Geborenen bedeutend überstieg; so 1860 und 1862, 1866, 69 und 72. Noch 1882 starben 3259 gegenüber 2299 Geborenen, hauptsächlich infolge bösartiger Masernepidemien, und auch 1883 hat noch ein kleines Geburtendeficit, dann aber zeigt jedes Jahr bis 1898 einen Geburtsüberschuss.

Was zunächst die Kindersterblichkeit anbetrifft, so war dieselbe im ersten Lebensjahre unter 100 lebendgeborenen

	Knaben	Mädchen
1838—55	31,3	27,7
1856—75	25,8	22,8

Wenn auch die letztere Periode Fortschritte aufweist, so war die Sterblichkeit doch sehr gross. Von den 100 Lebendgeborenen starben 1856—75 binnen 5 Jahren 37 bei Knaben, 34 bei Mädchen. Auf diesem Punkte sind nun auffallend grosse Fortschritte gemacht worden. 1882–98 starben von 100 lebendgeborenen Knaben im ersten Lebensjahre nur 17,2 und von 100 Mädchen 14,5, in den ersten fünf Lebensjahren starben 22 von 100 Knaben, 20 von 100 Mädchen. Die Fortschritte werden noch deutlicher, wenn man das Jahr 1882 weglässt; beispielsweise erhält man für die Periode 1891—98 im ersten Lebensjahre 13 bezw. 11 Proz. Todesfälle. Selten ist man Zeuge einer so schnellen Abnahme der Sterblichkeit.

Auch in anderen Altersklassen kann man eine, wenngleich weniger rapide Besserung wahrnehmen. Die folgenden Sterbetafeln fussen auf Volkszählungen (auf 1. Januar interpoliert) (1840—60 mit fünfjährigem, später mit 10jährigem Zwischenraum) und Zählungen der Gestorbenen. Für 1881—98 liegen auch jährliche Berechnungen der Volkszahl vor, die als Korrektur verwertet worden sind (vgl. p. 141).

---

1) Vgl. Hans Finsen, Om Folkemængdens Formindskelse ved Uaar paa Island. Uebersetzt von H. Einarson. Kjöbenhavn 1831.

2) Island undersögt fra et lægevidenskabeligt Synspunkt. Kjöbenhavn 1849.

Von 100 Personen des betreffenden Alters starben jährlich:

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	1840—69	1881—90	1891—98	1840—69	1881—90	1891—98
5—10	1,00	0,95	0,40	0,97	0,87	0,44
10—15	0,60	0,49	0,29	0,58	0,46	0,33
15—20	0,76	0,72	0,73	0,54	0,60	0,39
20—25	1,24	1,36	1,05	0,73	0,75	0,49
25—30	1,45	1,49	1,02	0,85	1,03	0,56
30—35	1,52	1,56	1,06	1,05	1,10	0,74
35—40	1,74	1,44	1,08	1,22	1,00	0,68
40—45	2,12	1,75	1,60	1,43	1,35	1,14
45—50	2,43	1,76	2,00	1,53	1,16	1,06
50—55	3,17	3,25	3,08	2,19	2,08	1,71
55—60	3,76	3,32	2,35	3,05	2,41	1,64
60—65	5,85	4,20	4,32	4,71	3,51	3,08
65—70	7,96	6,28	5,42	6,57	4,91	4,95
70—75	10,6	8,05	9,8	8,7	7,3	8,5
75—80	13,8	10,3	13,1	11,9	10,2	13,6
80—85	16,9	15,7	19,8	15,2	15,0	13,3
85—90	23,8	23,5	22,4	22,0	23,4	22,9

Im ganzen lagen 1840—69 für das Alter 5—90 ca. 32000 Todesfälle vor, 1881—90 ca. 10800 und 1891—98 7400. Die Kleinheit dieser Beobachtungszahlen macht die vielen Unebenheiten in den vorstehenden Zifferreihen verständlich; im ganzen tritt aber klar hervor, dass die Sterblichkeit bedeutend abgenommen hat. Das Niveau von 1891—98 für das weibliche Geschlecht lässt sich sogar als ein niedriges bezeichnen, für das männliche ist die Sterblichkeit im kräftigen Alter noch sehr gross; dies erklärt sich aber grossenteils aus den vielen Unglücksfällen, wenn diese auch verhältnismässig weniger häufig als auf den Fær-Öer sind. Während die Selbstmordhäufigkeit 1881—98 im Vergleich mit Dänemark eine geringe war, indem sie nur 5 bezw. 2½ pro mille der Todesfälle bei beiden Geschlechtern in Anspruch nahm, betrugen die Unglücksfälle 10 Proz. unter Männern, 0,9 Proz. unter Frauen. Die meisten Unglücksfälle geschahen durch Ertrinken, nämlich 1228 bei Männern, 57 bei Frauen, die übrigen betrugen nur 236 bezw. 62. Bedenkt man, dass zwischen 10 und 60 Jahren (auf welches Alter wohl wie auf den Fær-Öer sich die Fälle von Ertrinken häufen) 5614 Männer starben, so wird man verstehen, warum hier die Sterblichkeitsprozente so hohe sind. Die Fortschritte in dem Gesundheitszustande, die in der Zukunft, wie oben bemerkt, wahrscheinlich noch grösser sein werden, sind übrigens nicht stetig vor sich gegangen. So stellte sich das Decennium 1850—59 bedeutend günstiger als das folgende.

Auch der recht zahlreiche geistliche Stand hat auf Island ein gefahrvolles Dasein. Viele Geistliche erfrieren oder ertrinken auf Amtsreisen in dem unwegsamen Lande. Immerhin scheinen seine Gesundheitsverhältnisse, wie gewöhnlich, bessere zu sein als in der allgemeinen Bevölkerung. Die nachstehenden Berechnungen fussen teils auf gedruckten Mitteilungen, betreffend die isländische Geistlichkeit[1]), teils auf handschriftlichen Auskünften, die Professor Eirikur Briem in Reykjavik in dankenswertester Weise zu meiner Verfügung gestellt hat. Die Zahlen beziehen sich auf sämtliche Pfarrer, die vor 1869 angestellt wurden, mit der

1) Presta tal og prófasta á Islandi, eptir Svein Níelsson. Kjöbenhavn 1869.

Beobachtungszeit 1850—97. Auf den Sterbetafeln für die allgemeine Bevölkerung fussend habe ich die folgenden erwartungsmässigen Zahlen berechnet [1]).

Anzahl der Todesfälle nach:

Alter	Beobachtung	Erwartung auf Grundlage der Tafel für 1840—69	1881—98
unter 44½ Jahre	10	28,4	22,5
44½—64½ „	86	104,5	84,9
64½—84½ „	116	160,3	124,2
84½ und darüber	21	24,9	21,2
Zusammen	233	318,1	252,8

Die Tafel 1881—98 wird am zuverlässigsten für die Aelteren, die Tafel 1840—69 für die Jüngeren sein. Hiernach scheinen die jüngeren Geistlichen bessere Vitalitätsverhältnisse zu haben, als die allgemeine Bevölkerung; für die älteren ist der Unterschied weniger gross, vielmehr ist das Niveau der Pfarrer ungefähr dasselbe wie das der breiten Bevölkerung von 1881—98. Auffallenderweise ergiebt übrigens eine auf die Zeit 1600 bis 1849 sich erstreckende Untersuchung eine bedeutend kleinere Sterblichkeit, namentlich für das 17. Jahrhundert. Da aber die Beobachtungen hier an verhältnismässig grösseren Mängeln leiden, wird man kaum auf ihnen fussen dürfen.

Was den Einfluss der Jahreszeiten auf die Sterblichkeit in Island betrifft, so weichen die Ergebnisse etwas von den sonst üblichen ab. Das April-Juni-Quartal ist für Uebereinjährige das gefährlichste, u. a. wegen der Unglücksfälle, für die Säuglinge scheint dagegen Oktober-Dezember gefährlicher als der Sommer zu sein.

1000 Todesfälle verteilten sich 1889—98, wie folgt:

	Unter Einjährige	Ein- und über Einjährige
Januar—März	218	254
April—Juni	223	300
Juli—September	260	216
Oktober—Dezember . .	299	230

3. Fragt man nun nach der Sterblichkeit in temperierten Himmelsstrichen ausserhalb Europas, so wird man dieselbe bei den Antipoden in Australien und New Zealand am besten behandelt finden. Seit einer Reihe von Jahren ist hierfür mit Eifer eine stattliche Anzahl von Sterbetafeln ausgearbeitet worden. Diese Untersuchungen erweisen durchweg eine erheblich grössere Vitalität als im Mutterlande und deuten auch auf stetige Fortschritte hin. Eine „Standardberechnung" von Coghlan [2]) auf Grundlage des Altersaufbaues der Bevölkerung Schwedens ergiebt, dass alle Kolonien, auch die unter subtropischem und tropischem Klima liegenden Kolonien Queensland und Westaustralien sehr günstige Verhältnisse haben. Zieht man Coghlan's Zahlen zusammen, so erhält man für 1890—96 durchschnittlich jährlich auf 1000 Bewohner einer Standardbevölkerung Todesfälle

1) Rücksichtlich der den Beobachtungen namentlich für ältere Zeiten anhaftenden Mängel vgl. oben p. 125.

2) Vgl. die Zusammenstellung in den Transactions of the Second International Actuarial Congress. London 1899. (D. Carment, The Rates of Mortality in Australia and New Zealand.)

3) A Statistical Account of the Seven Colonies of Australia 1897—8. Sydney 1898, p. 49.

In New South Wales	17
„ Victoria	17
„ Queensland	16
„ South Australia	15
„ Western Australia	18
„ Tasmania	15
„ New Zealand	14
„ sämtlichen Kolonien	16

Ein Vergleich dieser Zahlen mit den oben p. 411 angeführten lässt erkennen, dass Westaustralien mit Rücksicht auf die Gesundheit der Bevölkerung sich fast mit Skandinavien messen kann, während Südaustralien, Tasmania und namentlich New Zealand noch günstigere Verhältnisse haben. Nach einer Untersuchung von F. W. Frankland und A. K. Newman über die Sterblichkeit in New Zealand[1]) führe ich die folgenden Zahlen an (Intensität der Sterblichkeit):

Von 1000 Personen in jeder Altersklasse starben jährlich 1874, 1878, 1881:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen	Zusammen
0—1	108	91	100
1—2	28	27	28
2—3	9	9	9
3—4	7	7	7
4—5	6	5	5
5—10	4	4	4
10—15	2,6	2,5	2,6
15—20	3,6	3,4	3,5
20—25	5	5	5
25—30	6	6	6
30—35	6	7	6
35—40	9	9	9
40—45	11	8	10
45—50	15	11	13,5
50—55	16	14	15,5
55—60	24	16	21
60—65	28	20	25
65—70	42	36	40
70—75	57	52	55
75—80	86	96	90
80—	154	156	155

Vergleicht man diese Zahlen mit der Tafel p. 207 f. für Norwegen, so wird man finden, dass die jugendliche Bevölkerung New Zealand's in Bezug auf Gesundheit siegreich mit derjenigen Norwegens rivalisiert, während die Sterblichkeit von der Mitte des Lebens an ein wenig grösser ist. Im ganzen kann das Land somit als eins der gesündesten der Welt gelten.

Dem Mutterlande England ist es in jeder Altersstufe überlegen, wie dies am besten aus einer Vergleichung mit den Zahlen p. 216—17 erhellt (vgl. p. 206 u.).

Nach Carment (l. c. p. 139) ergab eine spätere Untersuchung zusammen für N. S. Wales und Victoria, welche, wie wir gesehen haben, etwas hinter New Zealand zurückzubleiben scheinen, für 1881—91 die folgenden Werte der ferneren mittleren Lebensdauer, die ich mit denen für England und Norwegen zusammenstelle:

---

1) An Enquiry into the Healthiness of New Zealand, by Alfred K. Newman ...; with Statistics deduced from the Census Returns and Registry of Deaths of the Colony, by F. W. Frankland. Journ. Inst. Act., XXIV, 1884.

Alter (Jahre)	New South Wales und Victoria		England-Wales		Norwegen	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0	47,79	50,71	43,66	47,18	48,73	51,21
5	53,61	55,92	52,75	54,92	54,24	56,15
15	45,21	47,46	44,47	46,55	47,38	49,60
30	33,49	35,81	32,52	34,76	37,68	38,81
50	19,43	21,80	18,82	20,56	23,08	24,45
70	8,46	9,49	8,04	8,77	10,11	10,88

Auch diese Länder zeigen sich also England-Wales überlegen und bleiben, wenigstens in den jüngeren Jahren, in Rücksicht der mittleren Lebensdauer thatsächlich nicht viel hinter Norwegen zurück. Dies wird noch deutlicher, wenn man z. B. Coghlan's Sterblichkeitskoëfficienten für N. S. Wales für die beiden Jahre 1. April 1890—92, unter welchen das Jahr 1891 wegen Influenza verhältnismässig sehr ungünstig war, ins Auge fasst[1]). Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	New South Wales		England-Wales		Norwegen	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0	128	111	161	131	105	90
5	6	5	8	8	11	11
15	2,8	2,3	2,9	3,0	5	5
30	7	6	8	8	8	8
50	16	12	20	16	13	11
70	62	57	72	62	46	40

Hiernach hat N. S. Wales bis zur Mitte des Lebens sehr günstige Gesundheitsverhältnisse. Später gewinnt Norwegen einen Vorsprung, dem Mutterlande aber bleibt die Kolonie dauernd voraus.

Wie sind nun diese günstigen Verhältnisse zu erklären? In erster Reihe könnte man an eine Art Auslese denken, indem sowohl bei der von Staatswegen unterstützten, als bei der freien Einwanderung meist nur gesunde Leute ins Land kommen und sich hier fortpflanzen; auch die gehobenen Wohlstandsverhältnisse, welche trotz finanzieller Schwierigkeiten der Kolonien allgemein herrschen, die bescheidene Stellung der Industrie und die geringe Bevölkerungsdichtigkeit sind in Rechnung zu ziehen, so dass sich vielleicht für die Zukunft bei wachsender Bevölkerung eine Zunahme der Sterblichkeit befürchten lässt. Die Unglücksfälle sind etwas häufiger, als im Mutterlande, spielen aber nur eine kleine Rolle in der Gesamtheit; ebenso fällt die relative Seltenheit von Krankheiten, wie Cholera und Pocken wenig ins Gewicht, dagegen muss eine Seltenheit der Tuberkulose von grosser Bedeutung sein. Diese Seltenheit konnte nun bisher Jahr für Jahr beobachtet werden, trotzdem dass die Kolonien als Zufluchtsstätte für Phthisiker in nicht geringem Grade benutzt wurden, wodurch doch die Sterblichkeitsbilanz ungünstig beeinflusst wird. Da die Nomenklatur wesentlich dieselbe wie in England ist, so

1) General-Report on the Eleventh Census of New South Wales. Sydney 1894, p. 150 f.

dürften einige bezügliche Zahlen, die ich der offiziellen Statistik der einzelnen Kolonien entnehme, hier am Platze sein.

Von 100 Todesfällen in jeder Altersklasse kamen auf Phthisis:

Alter (Jahre)	England-Wales 1897	New South Wales 1898	Victoria 1897	Queensland 1897	South Australia 1898	Tasmania 1897	New Zealand 1898
15—20	31	14	26	12	28	26	26
20—25	37	22	33	27	28	24	32
25—35	34	25	31	19	29	28	26
35—45	25	19	23	16	18	14	19
45—55	15	12	14	10	11	12	10

Im ganzen scheint also die Phthisis relativ seltener als in England-Wales zu sein; da freilich die Beobachtungsreihen nicht sehr umfassend sind, ist den Verhältniszahlen nicht unbedingt zu trauen.

Wie steht es nun dem gegenüber mit der Sterblichkeit der Eingeborenen? Ueber diese genaue Nachrichten zu erlangen, ist aus naheliegenden Gründen sehr schwierig; selbst die Volkszahl der Aborigines auf dem Kontinent oder der Maoris auf New Zealand lässt sich schwer feststellen. Nach den beiden letzten Volkszählungen 1891 und 1896 war die Anzahl der Maoris ein wenig in Abnahme begriffen, falls die Differenz nicht auf Ungenauigkeiten der Zählung zurückzuführen ist[1]. Interessant ist es, dass der Altersaufbau der europäischen Bevölkerung trotz der enormen Rekrutierung der jüngeren Altersklassen durch Einwanderung und Geburtsüberschuss etwa derselbe war wie bei den Maoris. Dies dürfte darauf deuten, dass die Sterblichkeit der letzteren eine sehr grosse ist, da sich bei ihnen kein Geburtsüberschuss und noch weniger eine Zuwanderung konstatieren lässt. Dürfte man die Bevölkerung (als allererste Annäherung) als stationär auffassen, so würde man etwa zu dem Ergebnis gelangen, dass in einer Ueberlebenstafel für die Maoris zwischen 55 und 65 Jahren eine Reduktion der Bevölkerung von 2 : 1 eintritt, was nach europäischen Sterbetafeln in 10jährigem Zeitraum erst viel später geschieht (nach den oben citierten Ueberlebenstafeln für Italien erst zwischen 65 bis 75 Jahren, also 10 Jahre später). Auch von 5—35 und von 35—55 Jahren dürfte die Zahl der Ueberlebenden jedesmal etwa auf die Hälfte zurückgehen, was in einer europäischen Bevölkerung viel längere Zeit in Anspruch nimmt. 1000 5jährige werden nach den italienischen Beobachtungen erst nach 58 Jahren auf 500 zusammengeschmolzen sein, und 1000 35jährige nach 33 Jahren.

Diese Zahlen lassen freilich einen numerischen Vergleich der Sterblichkeitsverhältnisse nicht zu. Wenn aber sonst eine lebensfähige Bevölkerung nur wenig von unten rekrutiert wird, dann hat man in der Regel eine stärkere Besetzung der hohen Altersklassen, und wenn dies hier nicht der Fall ist, dürfte man berechtigt sein, auf eine hohe Sterblichkeit zu schliessen. Beispielsweise sei erwähnt, dass die israelitische Bevölkerung in Dänemark zwischen 1840 und 1890 einigermassen konstant war. Sie umfasste 1890 18 Proz. Personen über 60 Jahre, während die übrige rasch wachsende dänische Bevölkerung 10 Proz. zählte und die Maoris nur 5. Es würde sich lohnen, wenn Statistiker, die mit dem ganzen Zustande des

1) The New Zealand Official Year-Book 1898, p. 160 ff.

Landes und der Bevölkerung vertraut sind, der Frage nach den Gesundheitsverhältnissen der Maoris nachgehen wollten, und zwar mit Berücksichtigung der Fruchtbarkeit und der ihnen von den Weissen überkommenen Krankheiten[1]. – Wie es mit den Eingeborenen in New Zealand geht, so auch anscheinend mit den Eingeborenen in den übrigen Kolonien. Während sie in Tasmania ausgestorben sind, leben sie wohl auf dem Kontinent noch, aber bisweilen nur in äusserst spärlichen Resten früherer Stämme. Die Zählung 1891 ergab für New-South-Wales die folgende Altersverteilung; dieselbe beruhte zum Teil freilich nur auf Schätzung des Alters der gezählten Individuen, von denen übrigens $\frac{2}{5}$ Mischlinge waren.

0—5 Jahre	787
5—10 „	795
10—15 „	727
15—20 „	667
20—25 „	866
25—35 „	1460
35—45 „	1156
45—55 „	971
55—65 „	591
65—75 „	250
75 Jahre und darüber	10
Zusammen	8280

Ueber 60 Jahre alt waren im ganzen 599 oder 7 Proz., also wenig mehr als bei den Maoris; Ueber-75jährige gab es fast gar nicht, während z. B. von der dänischen jüdischen Bevölkerung 1890 5 Proz. über 75 Jahre alt waren. Aus den Zahlen scheint man ablesen zu können, dass auch hier die Rasse einer grossen Sterblichkeit, ohne entsprechenden Ersatz von unten her, ausgesetzt ist. So erschallen denn auch aus West-Australien Klagen, dass der Alkohol und andere Versuchungen die Eingeborenen mit allmählichem Aussterben bedrohen, und es wird behauptet, dass dieselben nur selten über 50 Jahre alt werden.

4. Wie in Australien, haben die Europäer auch in Süd-Afrika eine Heimat gefunden, wo sie gedeihen können. Leider ist hierfür die Statistik erst seit 1895 vollständig organisiert worden, und die Berechnungen der Sterblichkeit sind noch teilweise auf Schätzungen angewiesen. Für die beiden Jahre 1895–96, die — wenigstens was die europäische Bevölkerung betrifft — den Jahren 1897—98 ähnlich waren, hat man die folgende Berechnung vorgenommen, welche für 32 Städte mit einer Bevölkerung von 267 000 Personen gilt[2]. Die Zahlen habe ich mit der gleichzeitigen Sterblichkeit in England-Wales verglichen, wie dieselbe — freilich auch zum Teil schätzungsweise berechnet — den Berichten des Registrar-General zu entnehmen ist.

---

1) Die Eingeborenen selbst sind der Ansicht, dass, wie die Ratte des weissen Mannes ihre Ratte ausgerottet hat und seine Fliege die ihrige vertreibt, sein Klee ihr Farrenkraut verdrängt, so auch der Maori dem weissen Manne werde weichen müssen (Her Majesty's Colonies, Colonial and Indian Exhibition, London 1886, p. 255). Schon 1838 behauptete Bannister, dass unter 50 Frauen 49 an venerischen Krankheiten litten, während Cook noch 1769 die Gesundheit der Eingeborenen rühmt. (An Account of the Changes and Present Condition of the Population of New Zealand. Journal Stat. Soc., I, 1838.)

2) Report of the Medical Officer of Health for the Colony for the Year 1896. Cape Town 1897, p. 8; vgl. Tabular Statements relating to Marriages, Births .... 1896—98. Cape Town 1899.

In jeder Altersklasse starben von 1000 jährlich:

Alter (Jahre)	Süd-Afrika Europäer	Farbige	England-Wales
0—5	73	198	57
5—10	3,8	16	4
10—15	3,6	9	2
15—20	5,9	12	4
20—25	7	17	5
25—35	10	21	6
35—45	15	29	10
45—55	20	34	16
55—65	40	41	31
65—75	68	65	61
75—	161	141	—
Zusammen	21	44	18

Die Zahlen deuten auf Gesundheitsverhältnisse, die für die weisse Bevölkerung etwas hinter der englischen zurückbleiben, während die farbige Bevölkerung eine viel höhere Sterblichkeit hat. Was die Todesursachen betrifft, so lässt sich u. a. eine etwas höhere Sterblichkeit an Kindbettfieber und sonstigen Krankheiten in Verbindung mit der Geburt konstatieren, als in England; auch Krankheiten wie Typhus, Diarrhoe sind wesentlich häufiger. Namentlich sollen die ungesunden, überfüllten Wohnungen der farbigen Bevölkerung ungünstig wirken, und besonders sollen sie die Entwickelung der Tuberkulose begünstigen. Es scheint nicht leicht, die Verhältnisse mit denen des Mutterlandes zu vergleichen, doch ist die Häufigkeit der Tuberkulose in der weissen Bevölkerung nicht auffallend, aber wenn man die weisse mit der farbigen Bevölkerung vergleicht, so hat die Tuberkulose sowohl den übrigen Todesursachen gegenüber, wie in Vergleich mit der Volkszahl ein bedeutendes Uebergewicht in der letzteren Bevölkerung; namentlich im Kindesalter, aber auch in den reiferen Jahren waren unter den Farbigen die tuberkulösen Krankheiten sehr zahlreich.

Für die drei Jahre 1897—99 führe ich die folgenden Zahlen an, welche die Kapkolonie, Bechuanaland, Walfish Bay und Transkeian-Territories angehen und die „at Sea" eingetretenen Fälle einschliessen.

	Geburten	Todesfälle
Weisse Bevölkerung	45 690	20 621
Malayen	1 836	1 290
Fingo Kafir und Bechuana	68 743	59 122
Mischlinge, Hottentotten und andere .	42 049	30 485
Ohne Angabe der Rasse	191	198
Zusammen	158 509	111 716

Wie man sieht, sind alle Rassen imstande, einen Geburtsüberschuss hervorzubringen, was auf eine grössere Widerstandsfähigkeit der farbigen Bevölkerung, als in Australien, hindeutet; immerhin hat auch hier die weisse Bevölkerung einen sehr bedeutenden Vorsprung vor der übrigen.

5. Wenden wir uns zur westlichen Hemisphäre, so werden wir in den temperierten Gegenden ebenfalls gute Lebensaussichten für die weisse Bevölkerung finden. Leider scheint die Statistik noch nicht genügend entwickelt zu sein, um einen Ueberblick über die betreffenden Mortalitätsverhältnisse zu gestatten. Nach dem Bulletin de l'Institut international dürfte der Geburtsüberschuss sowohl in Uruguay wie in der Provincia di Buenos Aires ein beträchtlicher sein. Für 1892—93 liegt die Verteilung der Todesfälle in Uruguay nach fünfjährigen Altersklassen vor,

während sich die Volkszahl nur summarisch, und zwar auch kaum in der wünschenswerten Genauigkeit, angeben lässt. Berechnet man auf Grundlage der Sterblichkeitskoëfficienten für England-Wales und der Sterbezahlen für Uruguay die Volkszahl in jeder Altersklasse, so beträgt die Summe dieser Zahlen 820 000, während vom dortigen statistischen Bureau auf Grundlage der Volkszählung von 1879 sowie des Geburts- und Wanderungsüberschusses die Bevölkerung auf 738 000 berechnet wurde. Das Bureau ist aber der Ansicht, dass diese Zahl zu niedrig bemessen ist und wohl wenigstens auf 780 000 zu erhöhen sein dürfte, die dann nicht weit von der oben kalkulierten (820 000) entfernt wäre. Daraus würde folgen, dass die Sterblichkeit diejenige der englischen Bevölkerung nur unwesentlich übertrifft, und zwar dürfte die Sterblichkeit vielleicht im Alter 5—25 etwas höher als in England sein.

Bessere statistische Auskünfte liegen für Nordamerika vor, so vor allem in dem schon mehrmals citierten Censusbericht. Dem Bulletin entnehme ich folgende für 1886—90 berechnete Zahlen, die für Massachusetts gelten, und vergleiche sie mit den für England und Wales oben angegebenen.

Von 1000 Personen jeden Alters starben im Laufe von 20 Jahren:

Alter	Massachusetts	England-Wales
5 Jahre	120	88
25 „	192	176
45 „	339	404
65 „	814	883

Ausser der niedrigen Greisensterblichkeit haben vorstehende Zahlen nichts Auffallendes.

Diese Beobachtungen mögen nun mit einigen Zahlen verglichen werden, die sich auf Grundlage des Canadischen Censusberichts 1891 (vgl. Vol. IV, 1897) berechnen lassen.

Von 1000 Personen des betreffenden Alters starben in einem Jahre:

Alter	Canada Censusjahr 1890—91	England-Wales 1881—90
0—5 Jahre	47	57
5—10 „	6	5
10—15 „	3	3
15—20 „	5 (15—25)	4
20—25 „		6
25—35 „	6,7	7,5
35—45 „	7	11
45—55 „	9	17
55—65 „	16	31
65—75 „	35	65
75 Jahre und darüber	108	154

Wie man sieht, zeichnen sich die Sterblichkeitsziffern für Canada ebenfalls durch ihre Kleinheit im höheren Alter aus. Es darf aber nicht übersehen werden, dass die Statistik wahrscheinlich etwas lückenhaft ist. Eine Betrachtung der Sterblichkeitsverhältnisse in den einzelnen Provinzen des Dominion of Canada würde sich daher auch kaum lohnen.

Ueber die Sterblichkeit unter Lebensversicherten hat A. W. Tarn Zahlen veröffentlicht; nach diesen war die Sterblichkeit in Canada sehr günstig; für Personen im Alter 25 fand er eine fernere mittlere

1) Some Notes on Life Assurance in Greater Britain. Journ. Inst. Act., XXXIV, 1899.

Lebensdauer gleich 42,3 Jahre, während eine australische Lebensversicherungsanstalt 42,9 und eine südafrikanische 38,6 aufwies.

Dem Censusbericht[1]) entnehme ich folgende Tafeln für „Registration States" (vgl. oben p. 303).

Von 100 000 jeder Altersklasse starben im Censusjahr:

Alter (Jahre)	Männer				Frauen			
	Weisse Bevölkerung			Farbige Bevölkerung	Weisse Bevölkerung			Farbige Bevölkerung
	Ueberhaupt	Eingeborene	Eingewanderte		Ueberhaupt	Eingeborene	Eingewanderte	
0—5	7 828	7 922	4 643	15 584	6 664	6 726	4 555	12 739
5—10	699	696	741	1 158	675	672	715	1 067
10—15	341	339	361	826	365	362	395	1 011
15—20	546	535	610	1 041	559	557	565	1 261
20—25	851	858	833	1 490	734	754	682	1 382
25—35	1 035	1 059	992	1 455	950	951	949	1 214
35—45	1 300	1 080	1 639	1 849	1 155	1 005	1 408	1 702
45—55	1 819	1 400	2 354	2 603	1 552	1 225	2 003	2 195
55—65	3 025	2 409	3 879	4 245	2 568	2 056	3 276	3 413
65—75	5 479	4 863	6 628	7 059	4 919	4 294	6 112	5 617
75—85	11 882	11 332	13 373	10 909	10 899	10 237	12 839	10 271
85—95	22 667	22 360	23 542	23 497	21 844	20 712	25 701	19 897
95—	35 622	32 463	39 899	23 077	39 053	40 260	36 826	21 488
Zusammen	2 131	2 146	2 083	3 137	1 905	1 906	1 903	2 774

Da die Verteilung der Geschlechter in den Vereinigten Staaten von derjenigen in Europa abweicht, habe ich die Tafeln für beide mitgeteilt.

Wenn diese Tafeln für die Eingewanderten im Alter 0—5 eine so auffallend niedrige Sterblichkeit aufweisen, so liegt dies offenbar nur an der Altersbesetzung; die Einwanderer zählen selbstverständlich verhältnismässig wenig einjährige Kinder unter sich (nur 5 Proz. der eingewanderten Bevölkerung unter fünf Jahren waren noch nicht ein Jahr alt); in den einzelnen einjährigen Altersklassen sind die eingewanderten Kinder thatsächlich dem Tode viel mehr ausgesetzt als die eingeborenen, und dieser Unterschied wiederholt sich in den meisten späteren Altersklassen.

Die farbige Bevölkerung ist im ganzen weit mehr dem Tode preisgegeben, als die weisse; nach den oben citierten Sterblichkeitserfahrungen für Spanien war die Sterblichkeit daselbst bis zu 55 Jahren bedeutend günstiger, dagegen scheint die Sterblichkeit der Farbigen Süd-Afrikas in den meisten Altersklassen nicht unbedeutend höher als unter den Negern Nordamerikas zu sein.

Vergleicht man die weisse Bevölkerung in den nordamerikanischen Freistaaten mit derjenigen in England-Wales, so wird man bis zu etwa 50 Jahren die Verhältnisse in England günstiger finden, dagegen stellt sich die Sterblichkeit in der Union in den älteren Jahren nach obigen Tafeln niedriger als in England, eine Ueberlegenheit, die für die eingeborene weisse Bevölkerung schon im Alter 35—45 zum Vorschein kommt.

Ob nun die gefundenen Verschiedenheiten, z. B. zwischen der Sterblicheit der Weissen und der Farbigen auf Rasseneigentümlichkeiten zurück-

1) I, 1896, p. 862 f.

zuführen sind oder, was allerdings wahrscheinlicher ist, auf hygienische Verhältnisse, muss dahingestellt bleiben; jedenfalls wird eine Sterblichkeit, wie die hier gefundene, auch bei den Farbigen keineswegs eine Bevölkerungszunahme durch Ueberschuss der Geburten über die Todesfälle ausschliessen. Solche Zweifel über die Ursächlichkeit entstehen auch, wenn man die Beobachtungen, betreffend die Sterblichkeit der eingeborenen und eingewanderten Bevölkerung oder der Bevölkerungen von verschiedener Abstammung verwerten will. Nur der Vollständigkeit wegen mögen daher einige bezügliche Beobachtungen Platz finden.

Von 1000 eingeborenen weissen Personen jeder Altersklasse starben im Censusjahre:

Alter (Jahre)	Männer		Frauen	
	Eltern eingeboren	Eltern nicht eingeboren	Eltern eingeboren	Eltern nicht eingeboren
0—5	63	96	54	81
5—10	6	8	6	7
10—15	3	4	4	4
15—20	4	6	5	6
20—25	6	12	6	9
25—35	7	16	8	13
35—45	8	17	9	15
45—55	13	20	12	17
55—65	23	37	20	31
65—75	47	62	42	64
75—85	108	161	102	180
85—95	216	278	208	268
95 u. darüber	284	444	404	607

Wie man sieht, sind die von einheimischen Eltern Geborenen weniger dem Tode ausgesetzt, wie die Sprösslinge eingewanderter Eltern, deren Sterblichkeitsniveau mehr demjenigen der Eingewanderten zu entsprechen scheint. Aehnlich hat man für Personen beiderlei Geschlechts folgende Sterblichkeitszahlen, die jedoch nicht ganz mit den obigen übereinstimmen:

Die Mütter der Verstorbenen waren geboren in:

Alter (Jahre)	Vereinigte Staaten (Weisse)	England-Wales	Irland	Deutschland	Skandinavien	Ungarn	Italien
0—5	55	71	84	82	72	112	138
5—10	6	7	8	7	7	8	7
10—15	3	3	4	3	3	3	5
15—20	4	5	7	4	5	9	7
20—25	5	7	10	7	8	6	9
25—35	6	6	14	9	10	9	8
35—45	7	10	19	12	12	9	11
45—55	10	15	25	18	16	28	16
55—65	16	26	41	33	28	35	30
65—75	33	54	70	60	48	87	74

Wenn die Mütter den Vereinigten Staaten entstammen, ist auch hiernach die Sterblichkeit eine niedrige, wenn sie von England kommen, ist das Niveau ungefähr dasselbe, wie wenn sie aus Skandinavien, z. T. auch, wie wenn sie aus Deutschland kommen. Dagegen haben die proletarischen irischen Elemente eine hohe Sterblichkeit, ebenso die aus Italien und

Ungarn stammenden in gewissen Altersklassen. Leider sind die Beobachtungen offenbar nicht sicher genug, um vollständig beweiskräftige Ergebnisse zu liefern. Ueberhaupt sind auf diesem Punkte die Ergebnisse verschieden. Nach Berliner Erfahrungen für 1895—96 schien die eingewanderte Bevölkerung keine grössere Sterblichkeit als die eingeborene zu haben (vgl. Jahrbuch 1896, p. 127). Man hat für Berlin bis zum Alter 40 (für die höheren Alter sind die Altersklassen zu umfassend):

Von 10 000 starben jährlich

Alter (Jahre)	Eingewanderte M.	Eingewanderte Fr.	Eingeborene M.	Eingeborene Fr.
5—15	46	47	45	44
15—20	47	31	44	34
20—30	48	45	75	59
30—40	94	69	128	78

In betreff der jüdischen Elemente ist der amerikanische Berichterstatter der Ansicht, dass diese eine sehr niedrige Sterblichkeit haben (Part. I, 1896, p. 37).

Ich wende mich nun der Frage der Rassensterblichkeit in Nordamerika wieder zu, indem ich speziell die Sterblichkeit der Negerbevölkerung ins Auge fasse. Nach den Erhebungen scheint die Diphtheriesterblichkeit der Negerbevölkerung kleiner oder wenigstens nicht erheblich grösser als die der weissen zu sein (I, p. 249, vgl. hiermit das im vorigen Kapitel p. 400 Bemerkte).

Ganz anders mit der Tuberkulose (l. c. p. 320), bezüglich deren für gewisse Registration-Gebiete die folgenden Zahlen gefunden wurden:

Von 10 000 Lebenden in jeder Altersklasse starben an „Consumption":

Alter (Jahre)	Weisse	Farbige
15—45	40	68
45—65	43	68
65 und darüber	44	66

Noch mehr tritt ein derartiger Vorsprung der weissen Bevölkerung bei Scrophula und Tabes in die Erscheinung (l. c. p. 332), wohingegen Cancer unter den Schwarzen weniger häufig als Todesursache angeführt wurde als unter den Weissen (p. 339, 347). Ausserhalb des Kindesalters sind Todesfälle an Bronchitis unter den Negern verhältnismässig selten registriert worden, wogegen Pneumonie bis zu 65 Jahren recht häufig war (p. 406, 409); die letztere Erscheinung würde man vielleicht geneigt sein, mit einer grösseren Verbreitung des Alkoholismus in Verbindung zu bringen, doch lässt sich hierüber nichts feststellen (p. 307), zumal auch Krankheiten der Leber bei den Negern im erwachsenen Alter nicht besonders verbreitet zu sein scheinen (p. 423), dagegen dürften Todesfälle an Herzkrankheiten und Apoplexie häufiger auftreten (p. 387, 372).

Bei der Volkszählung wurde auch nach den Personen gefragt, welche wegen Krankheit oder Invalidität ihre gewohnte Arbeit nicht zu verrichten vermögen. Die Beobachtungen waren jedoch nur für einzelne Staaten brauchbar; ich teile hier einige Zahlen für Massachusetts, Vermont und Maine mit (l. c. p. 475).

(Siehe Tabelle p. 427.)

In der Mitte des Lebens haben die Farbigen also eine geringere Krankheitsfrequenz aufzuweisen, als die weisse Bevölkerung.

Was die chinesischen Elemente der Unionsbevölkerung betrifft, so lassen sich hierfür einzelne Beobachtungen verwerten (l. c. III, p. 625 f.).

Von 1000 Personen waren am 1. Juni 1890 krank:

Alter (Jahre)	Weisse	Farbige
unter 15	2,5	5,6
15—25	5,1	4,7
25—35	7,6	6,6
35—45	14,3	13,4
45—55	32,7	20,5
55—65	40,1	38,8
65 und darüber	52,7	64,7

Unter 1113 Todesfällen sind nur 4 den venerischen Krankheiten und nur 1 dem Alkoholismus zugeschrieben worden, dagegen nicht weniger als 90 gewaltsamen Todesfällen (darunter 15 Selbstmord, 22 Mord). Consumption ist in 351 Fällen notiert; zwischen 20 und 35 Jahren kam die Hälfte aller Todesfälle auf diese Krankheit, was bedeutend mehr ist, als in der weissen Bevölkerung.

Auf die Indianer fallen 3189 Todesfälle (III, p. 635 f.), darunter 338 unter 1 Jahr, also auffallend wenig. An venerischen Krankheiten starben unter ihnen 34, an Alkoholismus 2, an gewaltsamen Todesarten 133 (17 Selbstmord, 18 Mord). Scharlach war sehr selten angeführt, auch Diphtherie war nicht häufig; Consumption war in 731 Fällen Todesursache, d. h. nicht eben auffallend häufig im Verhältnis zu den anderen Todesursachen.

Es ist offenbar nicht leicht, aus diesen Zahlen eine deutliche Vorstellung von der Sterblichkeit dieser Rassen zu gewinnen; man hat keine Erklärung der Thatsache, dass die Negerbevölkerung wie die Chinesen in den Vereinigten Staaten gedeihen, während die Indianer, welche in Südamerika, sowohl rein, wie mit Europäern gemischt eine lebensfähige Rasse bilden, in den Vereinigten Staaten Nordamerikas rasch aussterben und keine Mischrasse mit der angelsächsischen Bevölkerung zu bilden vermögen.

Für Alaska liegt jedoch die Altersbesetzung der verschiedenen daselbst vorkommenden Rassen in vier Altersklassen vor. Ich ziehe zum Vergleich die Altersverteilung der Eskimos und der Mischbevölkerung auf Grönland heran (1. Oktober 1890).

Von 100 Personen entfielen auf die links bezeichneten Altersklassen:

Alter (Jahre)	Eskimos u. s. w. auf Grönland	Indianer und Eskimos in Alaska und den Aleuten	Vereinigte Staaten Nordamerikas
unter 5	14	13	12
5—20	35	34	34
20—45	38	40	37
45 u. darüber	13	13	17

Die Zahlenreihen für Grönland (mit einer, wie wir sehen werden, sehr hohen Sterblichkeit) und Alaska sehen einander auffallend ähnlich; auch die Vereinigten Staaten Nordamerikas heben sich nicht auffallend ab wegen ihrer ausserordentlich starken Bevölkerungszunahme. Anders, wenn wir, wie oben, die fast konstante, langlebige dänisch-israelitische Bevölkerung als Massstab wählen, dann wird man einen ausserordentlichen Unterschied wahrnehmen; unter 20 Jahre alt waren z. B. hier nur 29 Proz., über 45 dagegen 34 Proz., gegen 13 in Alaska. Das lässt offenbar eine bedeutende Sterblichkeit in diesem Territorium ahnen, wenn auch derartige Betrachtungen nur einen sekundären Wert haben.

In Canada wird jedes Jahr ein Bericht der Indianerbevölkerung gewidmet [1]). Von 1893—98 war diese Bevölkerung einigermassen konstant. Sehr viel ist schon gethan worden, um die Indianer gegen Krankheiten zu schützen, so z. B. durch Vaccinatien, aber in vielen Beziehungen bezeichnet der Uebergang zum civilisierten Leben einen grossen hygienischen Rückschritt; bei ihrem früheren nomadisierenden Leben waren die Indianer wohl leichter einem gewaltsamen Tod ausgesetzt, aber der Wigwam konnte nie so viel Schmutz und so viele Bacillen aufspeichern, wie ihre jetzigen Häuser, wo sie oft in einem engen Raume zusammengedrängt leben. Daher findet u. a. die Tuberkulose eine Brutstätte in den Indianerhäusern; wenn Epidemien, wie z. B. an Masern, ausbrechen, versäumen die Indianer häufig in der Rekonvalescenz die elementarsten Vorsichtsmassregeln. Die Ehen sind oftmals frühzeitige, und geschlechtliche Verbindungen zwischen Blutsverwandten sind in den kleinen Resten der früheren zahlreichen Stämme natürlich sehr häufig. Auch die Syphilis hat sich, wenn auch verhältnismässig spät, unter den canadischen Indianern verbreitet, hat die Geburtshäufigkeit vermindert, die Kindersterblichkeit erhöht und dadurch das Leben dieser Rasse weiter untergraben. Ob es den Bestrebungen der canadischen Regierung gelingen wird, diese Uebel zu beseitigen und die kleinen Reste der Indianer zu erhalten, muss abgewartet werden [2]).

6. Für Japan verfügt man über interessante statistische Erhebungen betreffend die Sterblichkeit. Am besten zugänglich sind die betreffenden Zahlen im Bull. de l'Instit. intern. X, 1897, wo eine Sterbetafel für 1888—91 mitgeteilt ist. Hier folgen einige Vergleichsreihen.

Von 10000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Japan 1888—91	Schweiz 1889—93	Oesterreich 1891—94	Sachsen 1891—93
0—4	498	525	1003	1057
5—9	62	41	101	67
10—14	42		49	24
15—19	68	52	65	38
20—29	89	69	85	60
30—39	102	98	102	86
40—49	133	129	142	130
50—59	222	231	243	226
60—69	455	462	496	473
70—79	924	1108	1072	1067
80 und darüber	1854	2009	2245	2348

Die Sterblichkeit in Japan kommt nach diesen Zahlen derjenigen in der Schweiz recht nahe, und die Abweichungen zwischen der Tafel für die Schweiz und der für Oesterreich-Sachsen sind in vielen Beziehungen grösser, als die zwischen Japan und der Schweiz, ein neuer Beweis des geringen Einflusses der Rasse gegenüber den sonstigen weittragenden Einflüssen auf das Leben des Menschen.

Zum Vergleich mit den p. 410 angeführten Zahlen dienen die folgenden für Japan:

1) Vgl. z. B. Annual Report of the Department of Indian Affairs. Ottawa 1899.

2) Vgl. ferner die übrigens wenig inhaltreiche Mitteilung von J. Heywood, Journal Stat. Soc. XXXI, 1868: State of Health and of the Employment of Indians in the New England Company's Settlement of Kanyageh, Canada.

Von 1000 Personen des betreffenden Alters starben im Laufe der folgenden 20 Altersjahre:

Alter:		
5	Jahre	121
25	„	193
45	„	408
65	„	878

7. Es gilt nun noch die Sterblichkeit in den arktischen Gegenden zu beleuchten, sowie Beobachtungen, betreffend die Sterblichkeit in den Tropen, zusammenzustellen. Dass die Fähigkeit des Menschen, sich dem arktischen Klima anzupassen, viel grösser ist, als sich an das Tropenklima zu gewöhnen, scheint ausser Zweifel zu stehen. Nachdem die Polarexpeditionen gelehrt haben, durch zweckmässige Nahrung und andere Vorsichtsmassregeln dem Scorbut zu entgehen, scheint das Leben der Europäer in arktischen Gegenden, wenn man von Unglücksfällen absieht, selbst bei sehr hohen Kältegraden, wenig gefährdet zu sein, nicht nur für die Nordländer, sondern ebenso für die Südeuropäer, wie die im Jahre 1900 abgeschlossene Expedition der Stella Polare beweist.

In älterer Zeit herrschte allgemein die Ansicht, dass der Europäer das arktische Klima nicht aushalten könne. Verschiedene unglückliche Expeditionen befestigten diese Auffassung[1]), so die Sir Hugh Willoughby's im Jahre 1553, bei welcher die gesamte Mannschaft mit ihrem Führer an der Küste Lapplands durch Hunger und Kälte umkam. Glücklicher verlief Jakob Heemskerk's Expedition im Jahre 1596 nach Nowaja Semlja. Die Ueberwinterung kostete 5 von 17 Personen das Leben, und es litten alle mehr oder weniger an Scorbut. Im Jahre 1630—31 überwinterten 8 Matrosen eines Walfischjägers auf Spitzbergen, ohne wesentlich krank zu sein; doch das sind Ausnahmen unter den früher im allgemeinen unglücklich verlaufenen Expeditionen.

Mit den Fortschritten der Hygiene und Arzneikunst hielt jedoch die Ausrüstung der Expeditionen gleichen Schritt, und so gelang es Parry, mit 87 Mann 1819—20 einen Winter in den arktischen Regionen zuzubringen, ohne mehr als einen Mann (Lungenkrankheit und Scorbut) zu verlieren; sonst waren nur meist leichte Fälle von Scorbut zu verzeichnen. Auch seine späteren Expeditionen verliefen im ganzen glücklich. Grössere Verluste an Menschenleben erheischten übrigens andere Forschungsreisen nach der Nordküste Nordamerikas in den zwanziger Jahren (Richardson, Franklin und Beechey). John Ross' Expedition von 1829—33, die 1832—33 in einem Plankenhause überwintern musste, verlor von 23 vier Mann, darunter zwei an Scorbut.

Die Expeditionen der 40er und 50er Jahre konzentrieren sich zum guten Teil um die unglückliche Forschungsreise Sir John Franklin's, indem mehrere derselben zu dem Zweck ausgerüstet wurden, sein Schicksal zu erforschen. 1845 verliess Franklin England mit zwei Schiffen (129 Mann). Im April 1848 mussten, nachdem Franklin und 23 seiner Gefährten verstorben waren, die 105 Ueberlebenden die beiden Schiffe verlassen; sie wanderten gegen Süden, wo nach unzähligen Beschwerden die letzten Reste der Expedition zuletzt am grossen Fischfluss erlagen. Bei neun Expeditionen zur Auffindung Franklin's (von denen die

1) Vgl. hier und im folgenden C. Börgen und R. Copeland: Kurze Geschichte der Ueberwinterungen in den arktischen Regionen während der letzten 50 Jahre. Petermann, Mittheilungen, 15, 1869 (die Nachrichten, betreffend die späteren Expeditionen, sind auch grossenteils dieser Zeitschrift entnommen).

M'Clintock's 1857—59 die letzte war) betrug die Zahl der Todesfälle im ganzen 26, die der Lebensjahre 13—1400; die Todesursache war mehrfach Scorbut, wie überhaupt einige der erwähnten Expeditionen viel unter dieser Krankheit zu leiden hatten; einige Todesfälle liessen sich auf Unglücksfälle zurückführen, andere waren Folgen der Strapazen auf Schlittenreisen. Im Vergleich mit den Verlusten der Entdeckungsreisen in den Tropen sind diese Sterblichkeitsverhältnisse offenbar nicht ungünstig.

Von den neueren arktischen Expeditionen sind einige sehr traurig verlaufen. Greeley's Expedition 1881—84 verlor den grössten Teil ihrer Teilnehmer durch Hunger, Kälte und Ueberanstrengung, namentlich während des neunmonatlichen Aufenthalts am Cap Sabine, bis die wenigen Ueberlebenden endlich gerettet wurden. De Long's Jeannette-Expedition von 1879—81 ist ebenso traurig bekannt, indem de Long und ein grosser Teil der Mannschaft an Hunger und Ueberanstrengung starben. Markham's Schlittenexpedition von 1876 hatte sehr durch Scorbut zu leiden, und die Jackson-Expedition von 1894—97 hatte unter 9 Mitgliedern 3 Todesfälle, alle an Scorbut; im übrigen aber lässt sich eine stattliche Anzahl arktischer Expeditionen verzeichnen, welche vollständig dem Scorbut entgingen und überhaupt, abgesehen von Unglücksfällen, nur wenige Menschenverluste hatten. So blieb die Dijmphna-Expedition (Hovgaard, 1882—83) ganz frei von Scorbut, die holländische Expedition unter Snellen (1882—83), deren Schiff unterging, wies keine Erkrankung auf, und die Expedition des Herzogs der Abruzzen (Stella Polare) 1899—1900, bei der ein Teil der Mitglieder eine lange Eiswanderung vornahm, verlor allerdings 3 Mann durch Unglücksfall, aber der allgemeine Gesundheitszustand war gut. Nansen's Polarexpedition von 1893—96 (14 Personen) mit einem 15 monatlichen Aufenthalt zweier Teilnehmer ausserhalb des Schiffes, verlief ebenfalls auffallend günstig. Nansen behauptet, dass die arktischen Gegenden ein ungemein gesunder Aufenthaltsort seien. Trotz der einförmigen Kost nahm er während der 15 ausserhalb des Schiffes zugebrachten Monate um 10 Kilo zu, und alle seine Gefährten blieben ebenfalls gesund [1]). Nun sind allerdings die Teilnehmer derartiger Expeditionen meist ausgesucht kräftige Leute, immerhin dürfte aber das Erwähnte darauf schliessen lassen, dass die moderne Ausrüstung und Versorgung mit Lebensmitteln die wichtigsten Gefahren des arktischen Klimas, abgesehen von den Unglücksfällen, beseitigen können, und dass namentlich der Scorbut, diese in allen Himmelsstrichen auftretende Krankheit und der gefährlichste Feind auf allen langen Reisen in früheren Zeiten, jetzt von den Polarreisenden kaum mehr zu fürchten ist.

Für Grönland verfügt man über recht detaillierte Beobachtungen, betreffend die Eskimos und die Mischlinge. Für die kleine europäische Bevölkerung liegt leider kein Material vor, nach der allgemeinen Auffassung dürfte aber das Klima für den Europäer keineswegs ungünstig sein. Die jetzigen dänischen Kolonien in Grönland rühren aus der Zeit des bekannten Missionars Hans Egede her, der im Jahre 1721 mit seiner Familie in das Land kam, um die Nachkommen der alten norwegischen Kolonisten aufzusuchen. Im Jahre 1774 wurde ein königlicher monopolisierter Handel auf Grönland eingerichtet, der noch heutigen Tages besteht.

1) Nansen, Fram over Polarhavet, II, 1897, p. 551 f.

Während Hans Egede in seiner Erwartung, betreffend die norwegischen Ansiedler, getäuscht wurde, fliesst allerdings jetzt ein guter Teil europäischen Blutes in den Adern der Einwohner; durch Kreuzungen ist eine kräftige Mischrasse entstanden, die meistens unter günstigeren äusseren Lebensverhältnissen lebt, als die reinen Eskimos; es dürfte heutzutage schwierig sein, Eingeborene völlig reiner Abstammung in Westgrönland nachzuweisen. Doch hat das eigentümliche Gepräge der Eskimorasse: niedriger Wuchs, bräunliche Hautfarbe und struppiges, schwarzes Haar, sich mit merkwürdiger Zähigkeit behauptet [1]); auch verläuft das häusliche Leben grossenteils wie zu Egede's Zeiten, und obschon der grönländische Handel etliche Eingeborene beschäftigt, giebt sich doch der grösste Teil der Einwohner dem altnationalen Gewerbe hin. Fischerei und Jagd sind die Haupterwerbsquellen dieses öden arktischen Landes mit seinem sterilen, unfruchtbaren Boden und seinem rauhen, veränderlichen Wetter [2]).

Das Material für die folgende Untersuchung [3]) besteht aus den Volkszählungsergebnissen und den Jahresberichten über den königlich grönländischen Handel, welche die Direktion in dankenswerter Weise zu meiner Verfügung gestellt hat; hierin sind die Anzahlen der Eingeborenen, der Geburten und der Todesfälle nebst den Ziffern der Ein- und Auswanderung aufgeführt. Dagegen ist das Todesalter nur teilweise (für Nordgrönland) mitgeteilt. Im ganzen scheinen die Zahlen zuverlässig zu sein. Allerdings liegt die Möglichkeit vor, dass einige früh verstorbene Kleinkinder nicht mitgerechnet sind (wenigstens wurden die Todtgeborenen in Nordgrönland früher nicht gezählt), aber es erscheint doch nicht unmöglich, gewisse Schlüsse mit Rücksicht auf die Sterblichkeit zu ziehen, namentlich da die Wanderungen bei den Eskimos und den Mischlingen nur einen ganz verschwindenden Einfluss auf die Bevölkerungsverhältnisse üben und die Bevölkerungsbewegung wesentlich von Geburten und Todesfällen abhängig ist. Vom 1. Oktober 1880 bis 1. Oktober 1890 stieg die betreffende Volkszahl von 9720 auf 10207, also um 487 Köpfe. Der Geburtsüberschuss war 1881—90 447, 1880—89 481, also wesentlich dieselben Zahlen.

Um eine Vorstellung von der Sterblichkeit zu gewinnen, kann man in folgender Weise verfahren. Es sei die Volkszahl im Alter x bis $x + 5$ am 1. Oktober 1880 a, die entsprechende Volkszahl im Alter $x + 10$ bis $x + 15$ 1890 b, dann repräsentiert $\frac{b}{a}$ approximativ die Wahrscheinlichkeit einer $x + 2{,}5$jährigen Person, nach 10 Jahren noch am Leben zu sein. Diese Berechnung kann nun, da die ganze Volkszahl nach fünfjährigen Altersklassen zerlegt vorliegt, für das Alter $7\frac{1}{2}$, $12\frac{1}{2}$, $17\frac{1}{2}$ u. s. w. durchgeführt werden. Annäherungsweise kann man ferner aus der Zahl

$$\frac{l_{x+12,5}}{l_{x+2,5}}$$

die Wahrscheinlichkeit des $x + 5$jährigen berechnen, noch 5 Jahre zu durchleben, indem man auf der approximativ richtigen Gleichung fusst

1) Sören Hansen: Bidrag til Vestgrönlændernes Anthropologi. (Sonderabdruck von: Meddelelser om Grönland, VII.) Kjöbenhavn 1893, p. 242.

2) Vgl. u. a. H. Rink: Danish Greenland. London 1877.

3) Für die ältere Zeit vgl. meine oben citierte Abhandlung: Mortality in remote Corners of the World.

$$\frac{l_{x+10}}{l_{x+5}} = \sqrt{\frac{l_{x+12,5}}{l_{x+2,5}}}$$

Aus der so gefundenen Ueberlebenstafel lässt sich dann weiter die Intensität der Sterblichkeit mit Annäherung berechnen. Die Ergebnisse stellen sich, wie folgt.

Von 100 Personen des betreffenden Alters starben durchschnittlich jährlich:

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	Grönland		Dänemark	Grönland		Dänemark
	1860—70	1880—90	1880—89	1860—70	1880—90	1880—89
5—10	2,73	1,54	0,72	2,74	1,63	0,77
10—15	2,06	1,29	0,44	1,30	0,97	0,56
15—20	2,25	1,73	0,49	0,90	1,29	0,58
20—25	2,77	2,60	0,70	1,50	1,01	0,61
25—30	3,08	2,75	0,65	1,95	2,01	0,74
30—35	3,30	2,63	0,68	2,38	2,12	0,79
35—40	3,77	2,49	0,78	2,99	2,28	0,84
40—45	4,45	3,88	0,98	3,17	2,92	0,93
45—50	5,41	5,21	1,26	4,06	2,71	1,02
50—55	6,38	6,34	1,68	5,89	4,79	1,22
55—60	7,8	6,8	2,26	7,35	5,6	1,70
60—65	10	8	3,33	9	9	2,61
65—70	12	14	4,69	12	15	3,92
70—75	—	17	7,00	14	26	5,83

Die Sterblichkeit ist hiernach im ganzen 1880—90 eine geringere, als 20 Jahre früher, was auch damit zusammenstimmt, dass die 10jährige Periode 1861—70 gar keinen Geburtsüberschuss hatte (3347 Geburten, 3375 Todesfälle), während, wie oben angeführt, die Zeit 1881—90 einen verhältnismässig beträchtlichen Geburtsüberschuss aufwies. Diese Fortschritte machen sich, wie wir gleich sehen werden, auch 1891—99 geltend. Vergleichen wir aber die Zahlen mit den für Dänemark gefundenen, so nimmt man einen ausserordentlich grossen Unterschied wahr, und zwar in jeder Altersklasse.

Für die ersten 5 Jahre ist der Boden noch unsicherer. Berechnet man auf Grundlage der Volkszählung von 1890 durch Interpolation die Zahl der Personen, die 5 Jahre alt waren, und vergleicht man diese Zahl mit derjenigen der Lebendgeborenen, so ergiebt sich Folgendes:

Von 100 Lebendgeborenen aus 1880—89 starben vor dem 5. Geburtstag:

	Knaben	Mädchen
Grönland	31,6	26,4
Dänemark	21,0	18,8

Zur Prüfung dieser Zahlen, welche bei so kleinen Beobachtungsreihen und wahrscheinlich nicht absolut richtigen Altersangaben leicht fehlerhaft sein können, kann man berechnen, wie viele Todesfälle nach den obigen Sterblichkeitsprozenten in einer Bevölkerung eintreffen würden, die einen Altersaufbau hat, wie ihn durchschnittlich die grönländische 1880—90 aufwies. Es ergeben sich dann, indem man gleichzeitig auf die für jedes Jahr berechnete summarische Volkszahl Rücksicht nimmt, 1880—89 für die Männer 1630, für die Frauen 1534 Todesfälle, während thatsächlich incl. Todtgeburten 1632 bezw. 1543 gezählt wurden; zieht man die 79 Todtgeburten ab, die sich nach allgemeinen

Verhältnissen etwa wie 45 und 34 verteilten, so erhält man schliesslich 1587 bezw. 1509 beobachtete Sterbefälle gegenüber den 1630 bezw. 1534 berechneten, also keinen wesentlichen Unterschied; die Sterblichkeit der Männer ist etwa um 3 Proz., die der Frauen um 1,6 Proz. zu hoch gegriffen; auf welche Altersklassen die Fehler fallen, ist nicht festzustellen.

Eine wesentliche Ursache zu dieser grossen Sterblichkeit liegt schon in den häufigen Unglücksfällen. 1880—99 starben im ganzen einschliesslich 195 Todtgeborenen 7830 Personen. Unter den 7635 Todesfällen der Lebendgeborenen kamen nur 6 auf Selbstmord, aber 792 auf Unglücksfälle. Unter den Verunglückten sind 509 ertrunken, darunter 494 im Kajak, also wohl ausschliesslich Männer. So versteht man dann auch, warum das weibliche Geschlecht dem männlichen numerisch so sehr überlegen ist (1890 4821 Männer, 5386 Weiber). Das Leben auf dem eiserfüllten Meere, mit seinen Schneestürmen und rauhen Frostwinden, ist selbstverständlich sehr gefahrvoll. — Uebrigens sind die Todesursachen nicht klar angegeben, namentlich nicht in älterer Zeit; Schlag, Kopfschmerzen und Wassersucht werden z. B. aufgeführt.

Ausser durch Unglücksfälle ist das Leben der Eskimos auch sonst vielfach gefährdet. Die elenden Wohnungen, wo die Eingeborenen halbnackt zusammenkauern, das ganze armselige Leben in diesem unfruchtbaren Lande, die Schwierigkeit, ärztliche Hülfe zu erlangen, dies alles trägt zur Verkürzung des Lebens bei. Nur 2 Proz. der Männer, 3 Proz. der Frauen waren 1890 über 60 Jahre alt. Nach der Sterbetafel von 1880—90 ist die Sterblichkeit im Greisenalter auffallend hoch; schon im 55. bis 60. Jahr entspricht sie ungefähr der dänischen im 70. bis 75. Jahr.

Selbstverständlich ist die Sterblichkeit eine unstetige, Epidemien treten hin und wieder auf. Im Jahre 1892 kamen z. B. in Südgrönland 295 Todesfälle (incl. Todtgeburten) auf nur 217 Geburten, im folgenden Jahre war die Geburtenzahl 241 und die Sterbezahl nur 189. Auch die Verteilung nach der Jahreszeit ist etwas unregelmässig. Nach Rink's Beobachtungen waren die Monate September-Dezember entschieden die ungünstigsten; nach Beobachtungen für 1881—99 sind die Sommermonate die schlimmsten (32 Proz. der Todesfälle).

Zwischen Nord- und Südgrönland sind erhebliche Unterschiede wahrnehmbar, wie schon nachstehende Uebersicht zeigt.

	Nord-Grönland		Süd-Grönland	
	Lebendgeburten	Sterbefälle	Lebendgeburten	Sterbefälle
1880—84	695	581	1043	997
1885—89	797	563	1042	955
1890—94	846	646	1109	1077
1895—99	971	691	1132	867
Zusammen	3309	2481	4326	3896

Der Geburtsüberschuss ist also in Nordgrönland viel grösser, als in Südgrönland. Berechnet man, wie viele Todesfälle nach der Tafel für 1880—89 zu erwarten wären, so erhält man für Nordgrönland 1376 gegen 1144 beobachtete, für Südgrönland 1788 bezw. 1952, d. h. wenn die Sterblichkeit in Nordgrönland gleich 100 gesetzt wird, ist sie in Südgrönland 131.

Auch mehr unmittelbar lässt sich die Sterblichkeit in Nordgrönland beurteilen, da hierfür teilweise die Altersverteilung der Verstorbenen vorliegt, allerdings mit nicht ganz klarer Altersbezeichnung[1]). Nur für 1882 war wegen fehlender Altersgliederung eine pro rata-Verteilung der Todesfälle notwendig. Die folgende Uebersicht giebt die Ergebnisse einer Bearbeitung dieser Zahlen wieder. Von 100 lebendgeborenen Knaben starben binnen 5 Jahren etwa 21, von Mädchen 20, diese Zahlen dürften jedoch etwas zu klein sein; 1890—99 waren bei genauerer Registratur der Todtgeburten und wahrscheinlich auch der früh Verstorbenen die Zahlen 26 bezw. 23 Proz. Im übrigen starben jährlich unter 100 jeder Altersklasse:

Alter (Jahre)	Nordgrönland M.	Nordgrönland W.	Grönland überhaupt M.	Grönland überhaupt W.
5—15	1,0	0,8	1,4	1,3
15—35	2,2	1,9	2,4	1,6
35—55	3,2	2,5	4,0	3,0
55—	9,4	8,8	9,1	9,5

Wie man auch aus diesen Zahlen ersieht, ist in Nordgrönland die Sterblichkeit bei beiden Geschlechtern im ganzen bedeutend kleiner als in Südgrönland, und die Beobachtungen bestätigen die approximative Richtigkeit der p. 432 berechneten Sterbetafel.

Aus der oben angeführten Uebersicht über die Geburten und Todesfälle scheint hervorzugehen, dass die Gesundheitsverhältnisse 1890—99 etwas besser waren als im vorhergehenden Zeitraum. So findet man denn auch, wenn man die Altersverteilung nach den für 1880 und 1890 gefundenen Verhältnissen interpoliert und die jährlichen summarischen Volksberechnungen zur Korrektur der erlebten Zeit verwertet, für 1890—99 auf Grundlage der Tafel für 1880—89 1832 erwartungsmässige Sterbefälle unter Männern, 1726 unter Frauen gegenüber 1705 bezw. 1576 beobachteten; die beobachteten Todesfälle bleiben also für beide Geschlechter zusammen um 8 Proz. hinter den erwartungsmässigen zurück. Uebrigens dürfte dies nicht für alle Altersklassen gelten, wie das schon wegen des geringen Umfanges der Zahlen nicht anders zu erwarten ist.

Bei aller Unsicherheit, die den vorstehenden Zahlen anhaftet, ergiebt sich doch das Bild einer Rasse, die trotz den kümmerlichen und nach vielen Richtungen gefahrvollen Verhältnissen, unter denen sie lebt, keinerlei Zeichen einer Degeneration aufweist; die Möglichkeit hygienischer Fortschritte scheint vorzuliegen, und die Berührung mit den Europäern hat sich nicht so verhängnisvoll gezeigt, wie bei den Indianern und den Maoris[2]).

8. Was nun die Sterblichkeit in den tropischen Ländern betrifft, so liefert darüber die reichhaltigsten Auskünfte Britisch-Indien. Nach dem früher citierten Censusbericht (Census of India, General Tables II 1892, G. F. Hardy's Bericht) seien einzelne Zahlen mitgeteilt.

Von 1000 Personen des links bezeichneten Alters starben nach der Ueberlebenstafel binnen 20 Jahren:

---

1) Vielleicht beziehen sich die Zahlen auf 6—16 Jahre, statt auf 5—15 Jahre u. s. w.

2) In betreff der Bevölkerungsverhältnisse der ungemischten Eskimos vgl. Franz Boas: Baffins-Land. Ergänzungsheft 80 zu Petermann's Mitteilungen, 1885, p. 70.

Alter (Jahre)	Indien Männer	Indien Frauen	England-Wales 1881—90
5	248	291	88
25	387	390	176
45	635	575	404
65	960	952	883

Wie man sieht, ist die Sterblichkeit in Indien nach diesen Berechnungen eine sehr viel grössere, als in England und überhaupt in den p. 409 angeführten europäischen Ländern. Dieser Unterschied ist um so bemerkenswerter, als die 10jährige Periode 1881—91 eine im ganzen günstige war und daher auch einen Fortschritt gegenüber den früheren Sterbetafeln aufwies. Auf Grundlage des Census von 1881 wurde z. B. für neugeborene Knaben eine mittlere Lebenserwartung gleich 23,67, 1891 dagegen gleich 24,59 [1]) Jahren gefunden. Die nachstehende Tafel giebt die Ergebnisse für gewisse Gebiete Indiens wieder.

Von 10 000 des links bezeichneten Alters starben binnen Jahresfrist:

Männer:

Alter (Jahre)	Madras Pres.	Bengal Pres.	Bombay Pres.	North-West Province	Punjab	Indien	England-Wales
0	2635	2882	2635	2635	2635	2726	1610,4
5	258	286	258	258	258	268	83,2
15	104	122	104	115	102	113	28,7
25	138	192	138	188	136	169	63,6
35	190	272	198	272	204	243	101,9
45	264	368	305	372	302	337	156,3
55	383	506	490	521	436	478	260,2
65	659	792	826	821	647	764	505,7
75	1278	1430	1521	1492	1130	1393	1045,8
85	2662	2849	3050	3001	2207	2803	2215,5

Frauen:

Alter (Jahre)	Madras Pres.	Bengal Pres.	Bombay Pres.	North-West Province	Punjab	Indien	England-Wales
0	2319	2536	2319	2319	2319	2399	1311,3
5	253	280	253	253	253	263	78,6
15	144	167	145	160	143	156	29,5
25	168	225	168	221	167	201	62,1
35	193	275	200	275	207	246	92,4
45	229	328	269	332	266	299	123,5
55	304	418	411	433	357	397	209,0
65	575	700	742	729	561	677	419,9
75	1196	1344	1441	1407	1050	1313	927,9
85	2592	2778	2980	2930	2137	2736	1960,2

Einige der Tafeln fangen, wie man sieht, nach der Hypothese des Berechners mit gleichen Zahlen an, um dann jedenfalls in den höheren Altersklassen Verschiedenheiten zu enthüllen. Am tiefsten stand im ganzen Bengal Presidency. Interessant ist für Indien (dieses Land der frühzeitigen Ehen) der grosse Unterschied in der Sterblichkeit der jungen Frauen und Männer; die mittlere Lebenserwartung beim weiblichen Geschlecht ist in gewissen Altersklassen kleiner als beim männlichen. Für Neugeborene ist sie bei Knaben in ganz Indien 24,59 Jahre, bei Mädchen 25,54, aber

1) Es kann hier auf einen Auszug der Untersuchung für 1881 verwiesen werden: G. F. Hardy: The Rates of Mortality among the Natives of India, as deduced from the recent Census Returns. Journ. Inst. Act., XXVII, 1886.

schon im nächsten Altersjahr wendet sich das Blatt, für Einjährige hat man 32,73 bezw. 32,54, und nun nimmt der Unterschied zu, bis derselbe im Alter von 8 Jahren sogar 1,09 Jahr erreicht; erst im Alter 20 kann man wieder einen kleinen Unterschied zu Gunsten der Frauen beobachten (29,24 für Männer, 29,28 für Frauen).

Wie gross die Sterblichkeit, mit europäischem Masse gemessen, ist, mag aus nachstehender Tafel erhellen:

Fernere mittlere Lebensdauer in Jahren:

Männer:

Alter (Jahre)	Madras Pres.	Bengal Pres.	Bombay Pres.	North-West Province	Punjab	Indien	England-Wales
0	26,92	22,78	26,12	24,45	26,58	24,59	43,66
5	40,18	35,40	38,81	35,96	39,59	37,08	52,75
25	29,52	25,03	27,72	24,92	28,59	26,35	36,28
45	18,45	15,87	16,32	15,61	17,81	16,47	22,06
65	8,88	8,04	7,71	7,80	9,45	8,22	10,31
85	2,72	2,54	2,39	2,41	3,26	2,59	3,29
Frauen:							
0	27,99	23,73	27,07	25,25	27,62	25,54	47,18
5	39,26	34,36	37,77	34,86	38,67	36,06	54,92
25	30,38	25,60	28,35	25,46	29,41	26,96	38,50
45	20,15	17,34	17,67	17,03	19,48	17,92	24,05
65	9,43	8,55	8,15	8,29	10,07	8,71	11,26
85	2,77	2,58	2,44	2,47	3,34	2,64	3,71

Die Zahlen deuten also auf riesenhafte Unterschiede; die Lebenserwartung der Neugeborenen in Indien bleibt, rund genommen, um 20 Jahre hinter derjenigen in England zurück. Wenn trotzdem die Volkszahl in recht rascher Zunahme begriffen ist, so liegt dies an der bedeutenden Geburtshäufigkeit (1881—91 in ganz Indien 49 pro mille jährlich, bei einer summarischen Sterblichkeit gleich 40 pro mille). Bengal Presidency mit ihrer enormen Sterblichkeit (45 pro mille) hatte eine Geburtshäufigkeit von 52 pro mille.

Wie vertragen nun die Europäer das Klima in Indien, und ist es möglich, Rasseneigentümlichkeiten nachzuweisen, oder sind die Unterschiede nur der Wirkung von Ursachen hygienischer und sozialer Natur zuzuschreiben? Um diese Frage zu beleuchten (denn eine vollständige Beantwortung würde leider sehr schwierig zu geben sein), habe ich einige statistische Beobachtungen herausgesucht.

Zu den besten der neueren Sterblichkeitsbeobachtungen gehören die für Holländisch-Indien angestellten (vgl. oben p. 407). Für Civilbeamte in Indien (1872—91) fand van Geer die folgenden Zahlen. Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter	
25 Jahre	7,9
35 „	14,2
45 „	23
55 „	37
65 „	63
75 „	121
85 „	246

Diese Zahlen deuten auf eine beträchtliche Sterblichkeit, die jedoch keineswegs das oben für Indien festgestellte Niveau erreicht. Für Offiziere fand van Geer, bis auf 1842 zurückgehend, 1896 die folgenden Zahlen:

Von 1000 Personen starben jährlich:

Alter		Alter	
20—27 Jahre . . .	9,2	58—62 Jahre . . .	52
28—32 „ . . .	13,9	63—67 „ . . .	54
33—37 „ . . .	19,4	68—72 „ . . .	69
38—42 „ . . .	18,1	73—77 „ . . .	122
43—47 „ . . .	27,8	78—82 „ . . .	162
48—52 „ . . .	26	83—87 „ . . .	269
53—57 „ . . .	33		

Im ganzen haben die Offiziere eine höhere Sterblichkeit als die Civilbeamten gehabt, doch erreicht auch sie bei weitem nicht die allgegemeine Sterblichkeit von Britisch-Indien. Für die englischen Beamten und Offiziere fand Sam Brown die folgenden Zahlen[1]).

Von 100 starben jährlich:

Alter	Militär	Civil
15—25 Jahre	2,4	1,7
25—35 „	2,8	1,7
35—45 „	2,9	2,1
45—55 „	2,9	2,1
55—65 „	3,2	3,1
65—75 „	6,3	5,2

Für die jüngeren Altersklassen ist die Sterblichkeit offenbar sehr hoch, später im Leben sind dagegen die Sterblichkeitsprozente nicht auffallend gross. Die Zahlen stimmen gut mit den von Brown, P. Hardy und J. T. Smith früher gefundenen überein, nur dass letztere eine noch höhere Sterblichkeit in den jungen Jahren aufwiesen[2]), wie überhaupt die Lebensaussichten der Europäer in Indien in älterer Zeit gewöhnlich schlechtere waren, als jetzt, wo die Tropenhygiene einen hervorragenden Platz in der Gesundheitslehre einnimmt.

Nach den früher (vgl. p. 406) citierten Sanitätsberichten für 1897—98 (Calcutta 1899—1900) habe ich die untenstehenden Zahlen berechnet, bezüglich deren freilich zu bemerken ist, dass für einen Bruchteil der militärischen Bevölkerung die Altersangabe fehlt, nicht so aber für die Verstorbenen und die Kranken unter ihr, so dass die Quotienten etwas zu gross ausfallen.

(S. Tabelle p. 438.)

Wie man sieht, ist die Sterblichkeit nicht weit von dem für die niederländischen Besitzungen gefundenen Niveau entfernt, nur für die jüngsten Alter zeigen sich für letztere weit günstigere Verhältnisse; immerhin liegt die Sterblichkeit entschieden niedriger als nach Brown's oben angeführten Zahlen, was erhebliche sanitäre Fortschritte andeutet. Dass die Sterblichkeit der jungen Leute so auffallend gross ist, erklärt sich durch eine Betrachtung der Wirkung der Aufenthaltsdauer. Die Sterblichkeit nimmt rasch mit dieser ab und ist im vierten Jahre nur die Hälfte von derjenigen im ersten Jahre, trotzdem dass die Soldaten in der

1) On the Rate of Mortality among the Natives compared with that of Europeans in India. Journal. Inst. Actuaries, XVI, 1871.

2) Report on the Madras Military Fund deduced from the Fifty Years Experience 1808—58.

Britische Truppen in Indien:

Alter (Jahre)	Von 100 Personen jeder Altersklasse				
	wurden wegen „enteric fever" behandelt	erkrankten überhaupt	starben an „enteric fever"	starben überhaupt	wurden invalid
unter 20	2,8	108	0,7	1,1	1,8
20—25	4,7	178	1,3	2,2	4,5
25—30	1,9	133	0,5	1,4	3,4
30—35	0,7	61	0,3	1,5	2,3
35—40	0,3	54	0,1	1,6	3,0
40 u. darüber	0,0	54	0,0	3,3	5,8
Dauer des Aufenthalts in Indien					
unter 1 Jahr	7,9	177	2,0	2,9	2,6
1—2 „	3,6	159	1,0	1,9	4,4
2—3 „	2,4	149	0,7	1,7	4,3
3—4 „	2,0	139	0,6	1,4	4,7
4—5 „	1,8	132	0,6	1,5	3,8
5—10 „	1,1	138	0,3	1,7	3,6
10 u. darüber	0,1	60	0,0	1,5	2,9

Zwischenzeit älter geworden sind. Besonders treten gastrische Fälle häufig auf. Auch die Krankheitshäufigkeit ist anfangs entschieden grösser, als später, und verhältnismässig viele Leute werden nach ein oder ein paar Jahren Aufenthalts für invalid erklärt. Auffallend häufig erscheinen als Krankheits- oder Invaliditätsursache die venerischen Krankheiten; 1898 wurden 22 Proz. der Invaliditätsfälle auf diese Krankheiten zurückgeführt, und etwa $\frac{1}{4}$ aller behandelten Krankheitsfälle gehörte dieser Gruppe zu.

Die gefundenen Zahlen erklären auch, warum die allgemeine männliche indische Bevölkerung in den jüngeren Jahren eine kleinere Sterblichkeit zeigt, als die britischen Soldaten im entsprechenden Alter, während später das Umgekehrte der Fall ist; die zur Krankheit disponierten jungen Soldaten pflegen eben nur einen kurzen Aufenthalt in Indien zu haben.

Um zur Vergleichung ältere Beobachtungen heranzuziehen, erwähne ich, dass W. Farr für die indischen Truppen (1847—56) im Alter 20—30 eine Sterblichkeit von über 5 Proz. jährlich fand[1]), was entschiedene hygienische Fortschritte vermuten lässt.

Ehe ich auf diese Fragen näher eingehe, sei auf eine interessante Untersuchung von Christie[2]), hingewiesen, betreffend Offiziere, die vom Dienst im Zeitraume 1760—1836 entlassen wurden und wohl meistens in England sich aufhielten. Da ihm keine Altersverteilung derselben zur Verfügung stand, war er genötigt, mit einem durchschnittlichen Eintrittsalter in die Armee zu rechnen, was jedoch wohl für die meisten Altersjahre keinen erheblichen störenden Einfluss üben dürfte (vgl. oben p. 125). Er fand, dass die Sterblichkeit der ehemaligen Offiziere sehr viel niedriger war, als die der aktiven, im Alter 40 z. B. 1,47 Proz. gegen 3,86; dagegen war die Sterblichkeit etwas höher, als nach der von Farr wenige Jahre später berechneten Tafel (1841) für die ganze englische Bevölkerung;

1) Vgl. Tait: On the Mortality of Eurasians. Journ. Stat. Soc., XXVII, 1864.
2) On the Rate of Mortality amongst Officiers retired from the Indian Army. Journ. Stat. Soc. I, 1839.

eine Vergleichung ist jedoch wegen der verschiedenen Beobachtungsperioden nicht möglich.

Die Frage nach der Sterblichkeit der Mischrasse von Europäern und Eingeborenen, der sogenannten Eurasians, zum guten Teil Descendenten der portugiesischen Ansiedler, die sich vielleicht besser mit den Eingeborenen zu mischen verstehen, als die angelsächsischen Elemente, hat Tait in der oben citierten Abhandlung behandelt, indem er die Mitglieder des Uncovenanted Service Family Pension Fund für 1837—57 beobachtete. Jene Mischbevölkerung schien im ganzen auf niedrigerer sozialer Stufe zu stehen, als die Europäer. Die folgenden Zahlen enthalten die wichtigsten Ergebnisse:

Alter (Jahre)	Lebens-jahre	Sterbefälle	
		absolut	in Proz. der Lebenden
20—25	106	—	1
25—30	538	6	
30—35	959.5	8	1
35—40	1048,5	20	2
40—45	813.5	26	3
45—50	499.5	17	3
50—55	313	15	5

Diese Zahlen deuten keineswegs auf eine auffallend hohe Sterblichkeit für indische Verhältnisse, namentlich nicht in Vergleich mit gleichzeitigen Beobachtungen; speziell scheint die Sterblichkeit der jungen Eurasians eine wesentlich niedrigere zu sein, als die der britischen Truppen, selbst bei dem heutigen hohen Stand der Militärhygiene.

Fragt man nach den Ursachen der grossen Sterblichkeit der neuangekommenen Soldaten, so wird man die Erklärung nicht in tuberkulösen Krankheiten finden. Von 1153 Todesfällen im Jahre 1898 konnten nur 33 auf Lungentuberkulose zurückgeführt werden.

In dieser Beziehung verdient nun Beachtung, dass auch die eingeborenen Truppen wenig an Tuberkulose zu leiden scheinen. Die Sterblichkeit der eingeborenen Soldaten ist überhaupt in der Regel etwa dieselbe, wie die der europäischen (1886 – 98 in jeder Gruppe etwa 16 pro mille), an Lungentuberkulose starben 1898 von Eingeborenen 79 unter 1514. Für die ganze eingeborene Bevölkerung lassen sich genaue bezügliche Beobachtungen kaum zusammenbringen. Nur für die Nord-West Provinces hat man einen verhältnismässig gelungenen Versuch gemacht und dabei unter 4777 Todesfällen im Alter 16 – 45 nur 30 an Lungentuberkulose gefunden [1]). Als Ursachen dieser bescheidenen Stellung der Tuberkulose führt der Sanitätsbericht die einfachen hygienischen Massnahmen der Eingeborenen an, welche Milch nur in gekochtem Zustande geniessen, so wie sie auch nur gekochte Butter essen; ferner sind die häufig nur aus Matten hergestellten Wohnungen mit offenen Fenstern und Thüren den Tuberkelbacillen ungünstig. Wo die Eingeborenen in Lehmhütten wohnen, ist die Gefahr schon grösser. Hierzu kommt noch, dass die Kinder in Indien selten von Masern, Scharlach und anderen Krankheiten, welche zur Tuberkulose disponieren, befallen werden, wie auch die allgemein verbreitete Sitte, die Kinder im Säuglingsalter durch Brustmilch zu ernähren — wozu

1) Annual Report 1898, p. 289 f.

die europäischen Mütter in Indien selten imstande sind — die Chancen, der Tuberkulose zu entgehen, erhöhen. Als ein Vorzug der Eingeborenen sei noch die allgemeine Enthaltsamkeit erwähnt. Schon 1839 führte J. R. Martin einige bezügliche Beobachtungen an[1]). Im ersten Halbjahre 1838 waren unter Enthaltsamkeitsmännern der Truppen in Bengal durchschnittlich täglich etwa 4 Proz. krank, unter Nicht-Enthaltsamkeitsmännern dagegen etwa 9 Proz. Später teilte Sykes einige Zahlen für Madras Presidency mit[2]). Es traten 1849 unter 450 „Teatotallers" 589 Erkrankungen und 5 Todesfälle ein, unter 4318 Mässigkeitsmännern 6114 Krankheitsfälle und 100 Todesfälle, und unter 942 „Intemperates" 2024 Krankheits- und 42 Todesfälle. Leider standen ihm Auskünfte betreffend Altersaufbau und Dauer des Aufenthalts in Indien nicht zu Gebote.

Einen ferneren Unterschied finden wir in der Frequenz der venerischen Krankheiten, die, wie bemerkt, unter den europäischen Truppen ungemein gross ist. Unter den eingeborenen Truppen wurden 1898 4 Proz. an venerischen Krankheiten behandelt, unter europäischen Truppen 36 Proz., darunter 9 an sekundärer Syphilis, 14 an primärer, und $\frac{1}{5}$ bis $\frac{1}{4}$ der Invaliditätsfälle konnte (wie oben angeführt) auf venerische Krankheiten zurückgeführt werden.

Auch Leberkrankheiten erheischen in Indien zahlreiche Opfer unter den Europäern (an Leberabscess 1898 103 Todesfälle). Die bei weitem häufigsten Krankheiten, denen die Europäer erliegen, sind jedoch die Verdauungskrankheiten; 1898 starben neben 60 Personen an Cholera und Dysenterie 578 an gastrischem Fieber, darunter 236 im ersten Jahre nach der Ankunft. Unter den Eingeborenen nahm diese Krankheitsgruppe 1898 eine sehr untergeordnete Stellung ein, während auf der anderen Seite die Lungenentzündung verhältnismässig sehr allgemein vorkam. Allerdings liegt die Möglichkeit vor, dass die Registratur der Krankheiten nach verschiedenen Grundsätzen erfolgt; immerhin können diese Beobachtungen als interessante Fingerzeige gelten. Ueberhaupt zeigt sich, dass in den Tropen Fremde häufig kurz nach ihrem Eintreffen von Darmkatarrh heimgesucht werden, dass sie aber auch nach längerem Aufenthalt keineswegs vor Ruhr und Darmkatarrh verschont sind, dass also von einer Immunität gegen diese Krankheiten durch Akklimatisation keine Rede sein kann[3]).

Wenn die Sterblichkeit der eingeborenen, häufig sehr armen und der Hungersnot ausgesetzten Bevölkerung im allgemeinen so gross ist, wie oben nachgewiesen, dann wird dies grösstenteils den äusserst schlechten hygienischen Zuständen der indischen Dörfer und Städte, ihrem infizierten Trinkwasser, ihren unzweckmässigen Wohnungen und den halben Massregeln betr. Fortschaffung von Schmutz und Kot zuzuschreiben sein. Mehrere gelungene Versuche mit hygienischen Reformen erweisen jedoch, dass auf diesem Punkte ungeheuere Fortschritte gemacht werden können. Die Stadt Ahmedabad in Bombay Pres., in welcher (1874—1891) zweckmässige Umgestaltungen in Rücksicht auf nächtliche Abfuhr allmählich durchgeführt wurden, hatte

---

1) Official Report on the Medical Topography and Climate of Calcutta. Calcutta 1839.

2) Mortality and Chief Diseases of the Troops under the Madras Government. Journ. Stat. Soc., XIV, 1851.

3) Hirsch: Handbuch der Historisch-Geographischen Pathologie, III, 1886, p. 249.

1874—80 eine jährliche Sterblichkeit von 5½ Proz., 1880—86 von 4½ Proz. und 1886—91 war die Sterblichkeit auf 4. Proz. gesunken[1]).

9. Wenden wir uns jetzt von Indien nach **Afrika**, dann begegnen wir einer bunten Reihe von klimatischen Bedingungen, von dem verhältnismässig gesunden Südafrika bis zum centralen Afrika oder zur tropischen Westküste, besonders Sierra Leone, des „Weissen Mannes Grab". In Nordafrika scheinen die Südeuropäer und die Franzosen fortzukommen, und die Sahara dürfte als recht gesund gelten können, wenigstens kommt die Malaria hier nur auf den Oasen vor. Die Sterblichkeit der europäischen Arbeiter, welche am Suez-Kanal beschäftigt wurden, scheint verhältnismässig niedrig gewesen zu sein (März 1861 bis März 1862 starben unter ca. 1100 Männern, meist im kräftigen Alter, mit Frauen und Kindern zusammen ca. 1250, nur 20); auch die arabischen Arbeiter scheinen eine verhältnismässig geringe Sterblichkeit gehabt zu haben[2]). Dagegen ist das Nilthal aus naheliegenden Ursachen als ungesund aufzufassen, wie auch die Ostküste ein den Europäern ungünstiges Klima hat, besonders wegen der Malaria. Das Hinterland der Ostküste soll wiederum günstigere Gesundheitsbedingungen haben.

Nach einer Mitteilung von Schwabe[3]) war bei dem Bau der Uganda-Eisenbahn die Sterblichkeit der Arbeiter (meistens indische Kulis, etwa ⅙ Eingeborene) 1896—98 jährlich rund 2 Proz.; etwa 6 Proz. der Verstorbenen wurden von Löwen getödtet. Mit diesen geringen Sterblichkeitsprozenten steht jedoch die grosse Kränklichkeit nicht in Einklang. Von 320 zwischen Makindo und Voi beschäftigten Arbeitern litten einmal 280 an Fieber, von 12 Lokomotivführern 11. Am gefährlichsten dürfte jedoch die Westküste sein. Das Klima ist hier sehr heiss und feucht. Die Malaria ist nicht die einzige Ursache der ausserordentlich hohen Sterblichkeit in dieser Gegend, sondern es kommt hinzu der Mangel an passenden Vorsichtsmassregeln von Seiten der Europäer, häufig auch das ungezügelte Leben, welches viele nach Afrika kommende Weisse führen; die Regierungsbeamten scheinen eine grössere Widerstandsfähigkeit als andere zu haben, vielleicht wegen häufigen Erholungsaufenthalts ausserhalb dieser Küstenstrecke. Sehr ungesund scheint ferner das tropische Centralafrika zu sein; auch hier ist das Klima sehr feucht und die Malaria allgemein verbreitet; speziell dürfte das Klima des Congogebiets dem weissen Manne gefährlich sein[4]). Nach Stanley's Beobachtungen soll die grosse Sterblichkeit hier teils auf Erkältungen, teils auf unmässigen Genuss alkoholischer Getränke, die nie während der Tageszeit genossen werden sollten, zurückzuführen sein. Es wird aus diesen Bemerkungen hervorgehen, dass eine Akklimatisation der Weissen nicht nur eine zu erwerbende Immunität gegen gewisse Krankheiten zur Voraussetzung hat, sondern auch eine allmählich zu erlernende grössere Vorsicht in der Lebensweise. Dass eine Auslese stattfindet, welche die am besten

1) R. Chotalall: The Sanitation of the City of Ahmedabad, in the Bombay Presidency. Seventh Intern Congress of Hygiene, XI, 1892.

2) Roche: Rapport sur le service de santé des ouvriers employés aux travaux du canal maritime de l'isthme de Suez. Annal. d'Hygiène Publique, 2me série, XVIII, 1861.

3) Die Uganda-Eisenbahn. Deutsche Kolonialzeitung, XVI, 1899. Vgl. auch die Mitteilungen aus den deutschen Schutzgebieten in den Arbeiten aus dem kaiserlichen Gesundheitsamt.

4) Vgl. ein Referat von A. E. Sprague: Distribution of Diseases in Africa nach Felkin: On the Geographical Distribution of Tropical Diseases in Africa. Journ. Inst. Act., XXXII, 1896.

gegen den Einfluss der Tropen Gewappneten am Leben bleiben lässt' dürfte ebenfalls zur Erklärung der gradweise abnehmenden Sterblichkeit beitragen.

Nach Stanley's Buch „The Congo and the Founding of its Free State" hat Th. B. Sprague die Sterblichkeit der Weissen im Congostaate berechnet. Die Betreffenden waren sämtlich junge, gesunde Männer. Auf 262,5 Lebensjahre kamen 23 Todesfälle an Krankheiten und 4 an Unglücksfällen [1]). Sein Sohn A. E. Sprague hat die Sterblichkeit von 113 weissen Missionaren in Sierra Leone untersucht, von welchen jedoch 11 weggelassen werden mussten; von den übrigen 102 (durchschnittlich bei ihrer Ankunft etwa 30 Jahre alt) starben im ersten Jahre 22, in den nächsten 4 Jahren war die Sterblichkeit jährlich etwa 5 Proz., in der folgenden Zeit 4½ Proz. Mehrere scheinen noch auf der Rückreise gestorben zu sein [2]). In einer späteren Abhandlung [3]) brachte er weiteres Material bei, doch ist leider die Gruppierung nach Altersklassen nicht ganz homogen. Er fand folgende Zahlen (die Fälle ohne Altersangabe sind nicht berücksichtigt):

Congostaat:

Alter (Jahre)	Lebende	Todesfälle	
		absolut	in Proc. der Lebenden
17—25	408	29	7
26—28	288	23	8
29—33	362	29	8
34—37	151	16	11
38 u. darüber	138	16	12
Zusammen	1347	113	8

Die meisten der hier behandelten Personen gehörten dem Staatsdienste an; im ganzen wurden 2096 Lebensjahre beobachtet mit 198 Todesfällen, was eine noch höhere Sterblichkeit bedeutet. Im ersten Jahre des Aufenthalts starben unter 955 im ganzen 110 Personen, also 11,5 Proz., im zweiten unter 515 nur 44, also 8,5 Proz., und in den folgenden unter 626 ebenfalls 44, oder 7 Proz. Nach einem Brief an das Journal von L. K. Pagden, betreffend Lebensversicherungserfahrungen von Personen (meistens Belgier) im Staats- oder Eisenbahndienst des Congostaates (vgl. Rates of Mortality in West Africa, XXXIII, p. 359), war die Sterblichkeit im ersten Jahre auf 110,5 Lebensjahre (die meisten Personen unter 40) 17, also 15 Proz., im nächsten Jahre 5 auf 50,5 und im 3. bis 5. Jahre 4 Todesfälle auf 52,5.

Was nun ferner das übrige Centralafrika betrifft, so fand A. E. Sprague die folgenden Zahlen (meist Missionare betreffend):

---

1) On the Rate of Mortality among Europeans in Tropical Africa. Journ. Inst. Act., XXV, 1886.

2) Note on the Rate of Mortality in Sierra Leone. Transactions of the Actuarial Society of Edinburgh, III, 1896.

3) On the Rate of Mortality in Certain Parts of Africa. Journ. Inst. Act., XXXIII, 1898. Vgl. auch die nachfolgende Discussion mit einer Mitteilung von J. R. Hart: On the Mortality among Government Officials at the West Coast of Africa.

Central-Afrika:

Alter (Jahre)	Lebende	Todesfälle absolut	Todesfälle in Proc. der Lebenden
19—25	84	5	6
26—29	163	11	
30—34	117	9	8
35 u. darüber	88	7	
Zusammen	452	32	7
Ohne Altersangabe	152	15	10
Im Ganzen	604	47	8

Im ersten Aufenthaltsjahre starben unter 184 21, d. h. 11 Proz., im zweiten von 120 13, ebenfalls 11 Proz., später 13 von 300, also 4 Proz.

Westküste:

Alter (Jahre)	Lebende	Todesfälle absolut	Todesfälle in Proc. der Lebenden
18—25	218	9	$4^1/_2$
26—27	204	10	
28—32	404	31	8
33—35	115	9	3
36 u. darüber	351	5	
Zusammen	1292	64	5
Ohne Altersangabe	634	26	4
Im Ganzen	1922	90	5

Im ersten Jahre starben unter 303 16, im zweiten von 261 26, also 5 bezw. 10 Proz., später unter 1362 nur 48 oder $3\frac{1}{2}$ Proz.

Fast sämtliche der hier beobachteten Personen waren Missionare. Nach Hart's Ermittelungen über Personen im Dienste der Regierung in Gambia, Sierra Leone, Goldküste und Lagos während der Jahre 1881—90 (im ganzen 296 Personen mit 1031,5 Lebensjahren) starben 54, oder 5 Proz. und die jährliche Invaliditätsziffer war 3,6 Proz. Diese Beobachtungen stimmen nicht übel mit von Lyon veröffentlichten Zahlen überein, die aber nicht ganz einwandsfrei sind (Journal Inst Act. XXIX, 1892). Eine Ergänzung dieser Beobachtungen wurde schliesslich von den beiden Gesellschaften „Star“ und „London and Lancashire“ durch gemeinschaftlich zusammengetragene Untersuchungen gegeben, die noch dadurch interessant sind, dass sie auch Farbige umfassen (On the Mortality of Assured Lives in West Africa, XXXIII, 1898). Die 523 beobachteten Personen, etwa zur Hälfte (wohl in vielen Fällen akklimatisierte) Weisse, waren meist Geschäftsleute in Agra oder Freetown. Es folgt hier ein Auszug aus den Beobachtungen.

Alter (Jahre)	Europäer		Eingeborene	
	Lebende	Verstorbene	Lebende	Verstorbene
20—24	40	2	23	0
25—29	182	1	146	2
30—34	325	5	303	5
35—39	392	14	425	4
40—44	331	5	512	8
45—49	272	6	446	5
50—54	186	10	369	15
55—59	113	3	235	11
20—59	1841	46	2459	50

Nach der Sterblichkeit für Europäer und Eingeborene zusammengenommen würde man bei den Weissen 39 statt der 46 beobachteten Todesfälle zu erwarten haben, bei den Farbigen 57 statt 50, allerdings dem mittleren Fehler gegenüber nur ein geringer Unterschied. In den ersten 5 Jahren der Versicherungsdauer wurden unter Europäern 21 Todesfälle beobachtet, gegen 16 zu erwartende. Nach all diesem besteht also die Wahrscheinlichkeit einer grösseren Sterblichkeit der Weissen im Vergleich mit wohlsituierten Eingeborenen, aber die ganze Frage bedarf zu völliger Klärung noch vielseitiger Beleuchtung.

Schliesslich beobachtete A. E. Sprague auch die Sterblichkeit in den deutschen südwestafrikanischen Besitzungen; die betreffenden Personen standen in Diensten einer Handelsgesellschaft. Die folgende Tafel giebt die wichtigsten Ergebnisse wieder.

Alter (Jahre)	Lebende	Todesfälle	
		absolut	in Proz. der Lebenden
16—27	508	9	2
28—33	425	15	4
34—38	183	11	7
39 u. darüber	107	8	
Zusammen	1223	43	3 1/2

Im ersten Jahre starben unter 174 nur 4, im zweiten unter 154 ebenfalls 4, im dritten bis fünften unter 357 12; es scheint also die erste Zeit nicht auffallend gefährlich zu sein. Die Sterblichkeit war überhaupt verhältnismässig klein, wie man dies auch nach den Schilderungen des Klimas erwarten durfte.

Was hier betreffend Afrika und Indien ausgeführt wurde, stimmt gut mit J. A. Vinton's Ergebnissen, betreffend die Lebensaussichten der Missionare, überein[1]). In West-Afrika, Süd-China, Süd-Indien und den indischen Inseln war die Sterblichkeit der Missionare 3—7 mal so gross wie nach der American Experience Table, während die Sterblichkeit in Süd-Afrika und den allerdings in den Tropen gelegenen, aber sehr gesunden Sandwich-Inseln kleiner als nach der erwähnten Tafel war.

Was hier mitgeteilt worden ist, bedeutet nur den Ansatz zu einem vollständigen Ueberblick über die Gesundheitsverhältnisse in den tropischen Gebieten Afrikas. Wie aber dieser Weltteil überhaupt bis vor

1) Vgl. ein Referat: Missionary Mortality in: The London Medical Record 1874. Die Originalarbeit ist mir leider nicht bekannt.

kurzem eine Terra incognita war und jetzt den europäischen Kulturstaaten weit geöffnet worden ist, so darf man einen ähnlichen schnellen Wandel auch mit Rücksicht auf die statistische Forschung erwarten.

10. Wenden wir uns endlich nach dem tropischen Amerika, so treffen wir hierfür allerdings auf bemerkenswerte Untersuchungen, doch ist im ganzen die Aufgabe bis jetzt ungelöst. Eine interessante Tafel hat C. N. Jones veröffentlicht, in welcher die Beobachtungen der New York Life Insurance Company, betreffend die Sterblichkeit in den amerikanischen Tropen, bearbeitet sind[1]). Von 1000 20jährigen werden nach dieser Tafel allmählich noch am Leben sein:

Alter	
25 Jahre	942
35 „	827
45 „	703
55 „	552
65 „	355
75 „	139
85 „	15

Also im Alter von 25 bis 45 Jahren sterben etwa ¼, von den übrig Gebliebenen bis zum 65. Jahre etwa die Hälfte, und von den dann noch Lebenden bis zu 85 Jahren 96 Proz. Vergleicht man diese Zahlen mit den p. 410 mitgeteilten oder mit den Erfahrungen für Indien, so erweist sich die Gesundheit dieser ausgelesenen Leben keineswegs als eine günstige; die Sterblichkeit kommt dem Niveau für die allgemeine eingeborene indische Bevölkerung ziemlich nahe. Doch giebt es noch ungünstigere Verhältnisse. So in Französisch-Guyana, wohin vom 10. Mai 1852 bis 31. Dezember 1866 18 027 Gefangene transportiert wurden. Unter diesen flüchteten 1187, wurden freigelassen 1948, blieben freiwillig in Guyana 228, und starben 7035[2]). Nimmt man an, dass Zugänge und Abgänge sich gleichmässig auf diesen fast 15jährigen Zeitraum verteilten, so wird man eine verlebte Zeit von etwa 60 000 Jahren finden, d. h. eine jährliche Sterblichkeit gleich 12 Proz. Die hohe Sterblichkeit in Britisch Guyana erhellt auch aus einer Abhandlung von J. Stott[3]), betreffend die Versicherten (1846—76) in The Scottish Amicable Life Assurance Society. Nach der H^m Table würden in Guyana 13 zu erwartende Todesfälle auf 30 beobachtete kommen, in Jamaica 55 auf 80. G. F. Hardy und Howard J. Rothery ferner haben die Sterblichkeit namentlich von Barbados untersucht[4]), indem ihnen die Barbados Mutual Life Assurance Society ihre Beobachtungen für 1840—82 zur Verfügung stellte:

Die wesentlichsten Ergebnisse sind die folgenden:

Alter (Jahre)	Lebende	Todesfälle	Von 100 Lebenden starben jährlich
unter 25	893	6	0,7
25—34	4822	55	1,1
35—44	6620	121	1,8
45—54	4462	93	2,1
55—64	1938	72	3,7

1) A Life Table based upon Experience of the New York Life Insurance Company within the American Tropics 1894.

2) Vgl. eine Note in Annales d'Hygiène Publique, 2. série, XXXV, 1871: La Guyane française au point de vue de l'acclimatation et de la colonisation.

3) On the Death-Rate among Assured Lives in the West Indies, being the Experience of the Scottish Amicable Life Assurance Society during Thirty Years 1846—76. Journ. Inst. Act., XXI, 1879.

4) On the Mortality of Assured Lives in the West Indies (chiefly Barbados). Journ. Inst. Act., XXVII, 1889.

Das ist keine auffallend hohe Sterblichkeit.

Besser als in Guyana liegen nach Clark's oben citierter Abhandlung die Verhältnisse in Trinidad: zwischen 10 und 15 Jahre 9 pro mille jährlich, zwischen 15 und 40 etwa 1½ Proz. und zwischen 40 und 60 etwa 3 Proz., immerhin recht beträchtliche Zahlen. In Westindien war in älterer Zeit die Sterblichkeit der Weissen oft erschreckend gross. Unter weissen Truppen in The Windward and Leeward Command (umfassend Britisch-Guyana und gewisse Inseln wie Trinidad, Tobago und Barbados) 1817—36 starben jährlich durchschnittlich etwa 8 Proz., besonders galt Tobago als sehr ungesund. Bei einer Epidemie von Gelbem Fieber im Jahre 1820 starben unter 146 (incl. Frauen und Kinder) nicht weniger als 100, 38 überstanden die Krankheit, nur 8 blieben ganz verschont[1]. Unter 100 Personen in jeder Altersklasse starben jährlich nach A. M. Tulloch

Alter (Jahre)	Im the Windward and Leeward Command	In the Jamaica Command
18—25	5	7
25—33	7	11
33—40	10	13
40—50	12	13

Diese Zahlen sprechen für eine ungeheure Sterblichkeit; übrigens meint Tulloch nachweisen zu können, dass die Soldaten im ersten Aufenthaltsjahre eine etwas geringere Sterblichkeit gehabt haben, als später. Die schwarzen Truppen in Jamaica hatten eine entschieden geringere Sterblichkeit als die weissen, auch ihre Kränklichkeit war eine geringere.

Diese Sterblichkeit scheint jedoch infolge zweckmässiger Veranstaltungen, wie z. B. Wechsel des Aufenthalts und hygienische Verbesserungen aller Art, ganz bedeutend zurückgegangen zu sein. 1886—95 war die Sterblichkeit der weissen Truppen in Britisch-Westindien nur 9 pro mille, also immer noch grösser als im Mutterlande, wo nur ½ Proz. starben[2].

Um auch meinerseits eine Beisteuer zur Aufhellung der betreffenden Verhältnisse zu liefern, will ich kurz auf die Sterblichkeit der Militärbesatzung auf den dänischen westindischen Inseln eingehen. Das Material zu dieser Untersuchung hat Herr Oberst Caspersen in dankenswertester Weise zu meiner Verfügung gestellt; mit grosser Sorgfalt hat derselbe alle die nötigen Einzelheiten aus den Büchern herausgesucht. In der Regel werden jene Soldaten auf 6 Jahre geworben, auf welchen Zeitraum sich auch die Beobachtung erstreckt, da nach Abschluss desselben nur eine geringe Anzahl im Dienste bleibt. Im ganzen wurden 2391 Leben mit 10 028,5 Dienstjahren beobachtet, auf welche 454 Todesfälle (also eine Sterblichkeit von 4½ Proz.) kommen.

(Siehe Tabelle p. 447.)

Wie man sieht, ist die Sterbensgefahr im ersten Dienstjahr sehr gross; nachher bessern sich die Gesundheitsverhältnisse wesentlich, wenn sie auch immerhin recht schlecht bleiben. Dass die Sterblichkeit

1) Hier und im folgenden: A. M. Tulloch: On the Sickness and Mortality among the Troops in the West Indies. Journ. Stat. Soc., I, 1839. Vgl. hiermit eine Abh. von Boudin: Étude de pathologie comparée II. Ann. d'Hygiène, XXXII, 1849.

2) Vgl. J. J. Mc. Lauchlan: On the Mortality in the British-Navy and Army, as shown by the Official Reports. Journ. Inst. Act., XXXIV, 1899; vgl. ferner: A. H. Smee and Th. G. Ackland: On the Insurance Risks incident to Professional Military and Naval Lives (ibidem).

Alter (Jahre)	Lebens-jahre	Sterbefälle absolut	Sterbefälle in Proc. der Lebenden	No. des Dienst-jahres	Lebens-jahre	Sterbefälle absolut	Sterbefälle in Proc. der Lebenden
unter 20	111,5	13	12	bis 1	2238,0	201	9
20—25	3789,5	239	6	1—2	1992,0	74	4
25—30	4803,5	153	3	2—3	1797,0	61	3
30—35	1084	35	3	3—4	1579,0	37	2
35—45	227	14	6	4—5	1368,0	35	3
45 u. darüber	13	0		5—6	1054,5	46	4
Zusammen	10028,5	454	4½		10028,5	454	4½

der jungen Leute grösser war als die der älteren, bestätigt sich auch, wenn man die Beobachtungen gleichzeitig nach Alter und Dauer des Aufenthalts zerlegt. Schaltet man die Wirkung der Aufenthaltsdauer aus, so gelangt man zu dem Ergebnis, dass, wenn die Sterblichkeit im Alter unter 25 gleich 100 gesetzt werden könnte, dieselbe für 25—35 sich nur auf 73 stellen würde. Hierbei ist nun interessant zu bemerken, wie stark die Sterblichkeit abgenommen hat. Zerlegt man die Beobachtungszeit in 5 Perioden, eine jede mit ihrem Sondergepräge, und berechnet man unter gleichzeitiger Berücksichtigung des Alters und des Dienstjahres, wie viele Todesfälle nach den Erfahrungen für die ganze Periode zu erwarten wären, so ergiebt sich folgendes:

Der Eintritt erfolgte	Anzahl der Todesfälle nach Beobachtung	Anzahl der Todesfälle nach Erwartung
1855—58	95	46,4
1859—73	178	186,8
1874—84	121	103,0
1885—93	56	86,8
1894—99	4	31,0
Zusammen	454	454

Wie man sieht, ist die Sterblichkeit in den letzten 6 Jahren sehr niedrig gewesen, während die 50er Jahre eine ausserordentlich grosse Sterblichkeit hatten.

Am gelben Fieber starben 1885—99 46 unter 107 Gesstorbenen überhaupt. Von diesen 46 fielen allein 29 auf 1885, 7 auf 1886 und 8 auf 1891, so dass für die übrigen Jahre nur ganz vereinzelte Fälle verbleiben. 31 dieser Todesfälle traten im ersten Jahre des Aufenthalts ein, die übrigen verteilten sich unregelmässig auf die übrigen 5 Dienstjahre. Es ist bemerkenswert, dass unter den 107 Todesfällen 7 auf Alkoholismus, 6 auf Selbstmord kamen. Kritische Epochen wie das Jahr 1885 kennzeichnen die ganze Beobachtungsreihe. Von 100 Soldaten, die zwischen dem 18. November 1855 und 18. Mai 1857 Kopenhagen verliessen, starben allein zwischen dem 24. September und 28. November 1857 39 Personen, vom 24. bis 28. Oktober allein 11.

Die allgemeine Bevölkerung in Dänisch-Westindien, Weisse und Farbige zusammen, hat im ganzen eine hohe Sterblichkeit. Leider liegt eine Altersverteilung der Verstorbenen nicht vor, doch ist es schon

bezeichnend, dass auf 9959 Geburten in den Jahren 1881—90 12588 Todesfälle kamen. Versucht man, mit der Sterbetafel für Kopenhagen (1880—89) als Grundlage, die Sterblichkeit auf den drei Inseln zu budgetieren, dann gelangt man zu folgenden Zahlen:

	Anzahl der Geburten	Zahl der Todesfälle nach		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen beobachtete
		Beobachtung	Erwartung	
St. Croix . .	6107	8846	4119,5	215
St. Thomas .	3517	3554	2624,5	135
St. Jan . .	335	188	262,5	72
Zusammen	9959	12588	7006,5	180

Von den dänischen Antillen scheint sich nur die kleine Insel St. Jan einer günstigen Sterblichkeit zu erfreuen, sonst ist die Sterblichkeit sehr gross, und zwar auf St. Croix über das Doppelte der Kopenhagener. Auf welche Altersklassen diese grosse Sterblichkeit fällt, dürfte aus den vorliegenden Angaben schwer zu ermitteln sein, da die Auswanderung bedeutend ist und man also nicht auf der Altersverteilung der Bevölkerung fussen kann.

11. Das gelbe Fieber, dem wir bei den dänischen Antillen begegneten, ist eine Amerika und einem Teil der westafrikanischen Küste eigentümliche Krankheit. Da ein mehrmaliges Erkranken desselben Individuums an Gelbfieber sehr selten sein soll, das einmalige Ueberstehen der Krankheit also eine Immunität gegen dieselbe verleiht, so versteht man, wenn die Sterblichkeit an dieser Krankheit sich auf die erste Zeit des Aufenthalts konzentriert.

Was nun die Rasseneigentümlichkeiten betrifft, so scheint keine Rasse gegen Gelbfieber immun zu sein, wenn auch behauptet wird, dass Neger (vielleicht auch Chinesen) verhältnismässig selten von der Krankheit befallen werden[1]. Indianer und Weisse erfreuen sich jedenfalls keiner Immunität, und wenn Kreolen relativ immun zu sein scheinen, so hängt dies wohl meist damit zusammen, dass sie häufig als Kinder einen Anfall überstanden haben[2].

Ueberhaupt ist es sehr schwierig, Rasseneigentümlichkeiten gegenüber den einzelnen Krankheiten nachzuweisen; häufig beruht ein vorgefundener Unterschied thatsächlich auf anderen Umständen. Wenn z. B. der Pulex penetrans häufig — namentlich in seiner Heimat in der westlichen Hemisphäre — äusserst beschwerliche Erkrankungen hervorruft, so scheint hier in erster Reihe Reinlichkeit und schleunige Entfernung des Insekts von der Haut wichtig zu sein. So hat man beobachtet, dass die unreinlichen Masais in Ostafrika häufig wegen dieses Insekts an Blutvergiftungen sterben, der reinliche Uganda-Soldat wenig unter ihm leidet[3], und wenn der Tetanus den farbigen Rassen gefährlicher ist als den Europäern, so wird dies vorzugsweise auf soziale Verhältnisse und Lebensweise zurückzuführen sein (z. B. Verletzungen der nackten Fusssohlen).

1) Nach Schellong ist jedoch der Afrikaneger selbst von Haus aus immun (auch gegen Malaria); vgl. Akklimatisation und Tropenhygiene, 1894, p. 319 (Handbuch der Hygiene, I, 1).

2) Hirsch, l. c. I, p. 243 f.

3) Report of the Sanitary Commission . . . of India, 1898, p. 271.

Ganz so wie auch Elephantiasis häufiger unter den farbigen Rassen, die gewöhnlich den Arbeiterstand repräsentieren, auftritt, als unter den Weissen, bei welchen sich seltener die Gelegenheitsursachen für die Erkrankung an Elephantiasis bieten. Und wenn die katarrhalischen Krankheiten häufiger die Eingeborenen als die eingewanderten Weissen befallen, dann liegt dies wohl teils an dem besseren Schutze der letzteren durch Kleidung und Wohnung, teils an der im kälteren Klima erworbenen grösseren Widerstandsfähigkeit des Körpers (vgl. Hirsch, lc. III, p. 9, 428, 502).

Was die Gefahren der Europäer[1]) in tropischen Gegenden betrifft, so stammen diese, wo eine relative Immunität der Eingeborenen sich beobachten lässt, häufig von äusseren Umständen her, so bei Leberkrankheiten in Indien von unzweckmässiger Lebens- und Ernährungsweise, von Genuss alkoholischer Getränke (Hirsch III, 282) u. a. In anderen Fällen handelt es sich bisweilen um Krankheiten, die man in der Regel nur einmal bekommt, so Lichen tropicus (Prickly-Heat) (Hirsch III, 458) oder Gelbfieber (vgl. oben). An Malariakrankheiten leiden in Indien sowohl britische wie eingeborene Truppen (siehe den oben citierten indischen Bericht für 1898, p. 20, 89), ob aber die Beobachtung richtig ist, dass die Ansässigen, welche den Malariaeinflüssen lange ausgesetzt gewesen sind, eine gewisse Immunität erwerben (Hirsch I, 173), muss dahingestellt bleiben; so wird auch behauptet (l. c. p. 473), dass Fremde leichter von Typhus befallen werden, als Ansässige. Ebenfalls bleibt zweifelhaft, ob umgekehrt gewisse Krankheiten bei längerem Aufenthalt häufiger auftreten. Ueberhaupt ist ja die Frage (vgl. oben p. 426) nach der Sterblichkeit der Einwanderer gegenüber derjenigen der Eingeborenen eine äusserst verwickelte.

Als Gesamtergebnis kann man, indem ich hier namentlich Schellong folge[2]), wohl hinstellen, dass das trockene Klima den Europäern günstiger ist, als das feucht-nasse, indem in Gegenden, welche das letztere Klima besitzen, vorzugsweise die europäischen Ankömmlinge durch Malaria, Dysenterie, Gelbfieber und andere endemische Infektionskrankheiten befallen werden. Die Malariakrankheiten führen eine Neigung zu häufigen Rückfällen mit sich, ferner Anämie, Sterilität der Frauen und eine grosse Kindersterblichkeit; daher muss man, bis die Tropenhygiene weitere Fortschritte gemacht hat, die Unmöglichkeit einer Akklimatisation der Europäer in derartigen Gegenden zugeben, selbst wenn einzelne Individuen von diesen Plagen ganz unberührt bleiben und demnach eine individuelle Akklimatisation existiert. Relativ günstig für die Europäer sind die Höhenlagen der Tropen, so in Barbados und Jamaika, die Andenhochländer, das Abyssinische Plateau u. s. w.; immerhin wird behauptet, dass das Höhenklima gesundheitlich nie dem Klima der temperierten Zonen gleichkommt (vgl. oben p. 407), dass die Kindersterblichkeit gross ist, die Frauen steril, und dass Anämie auch hier die Energie lähmt, dass Rheu-

1) Mit Rücksicht auf diese Frage vgl. ferner Jellicoe: On the Data collected by the Council of the Institute with a View to determine the Rates of Premium for the Assurance of the Lives of Persons residing in Foreign Climates or engaged in Pursuits attended with Extra Risk. Journ. Inst. Act., 1857, VII.

2) Vgl. auch die Behandlung der Tropenhygiene auf dem hygienischen Kongress in London. Transact of the Seventh International Congress of Hygiene and Demography, XI, 1892 (Indian Hygiene and Demography) sowie X, 1892: W. Felkin: Tropical Highlands, their Suitability for European Settlement, mit nachfolgenden Beiträgen von W. Moore und Cl. R. Markham, vgl. oben p. 407.

matismus und Lungenentzündung u. s. w. leichter auftreten, als in der Ebene. Am günstigsten sind gewisse tropische Inseln, so St. Helena, die Cap Verde'schen Inseln, Neu-Caledonien, Tahiti und die Sandwichsinseln; Malaria soll z. B. auf Fidji unbekannt sein; auch Queensland hat eine Sonderstellung, die jedoch wohl hauptsächlich dem subtropischen Teil desselben zukommt.

Unter den europäischen Völkerschaften scheinen die südlichen (wie auch die Juden) sich besser den tropischen Klimaten anpassen zu können, als die nördlichen, vielleicht u. a. weil sie geneigter gewesen sind, sich mit den Eingeborenen zu mischen als die Nordeuropäer. Am besten wird eine Uebersiedelung in die Tropen gelingen, wenn dieselbe im jüngeren Mannesalter geschieht; Kinder, die im 7. bis 8. Jahre ankommen, werden leicht anämisch, weibliche in der Regel mehr als die männlichen.

Von den übrigen Rassen der Welt werden besonders die Chinesen wegen ihrer Akklimatisationsfähigkeit gerühmt, trotzdem dass auch auffallende Zeugnisse in entgegengesetzter Richtung angeführt werden können (Schellong, p. 330). Auch die Neger haben sich in weiten Gebieten der Erde, wie z. B. in den heissen Gebieten Nordamerikas, als akklimatisationsfähig erwiesen [1]).

12. Ein Beitrag zur Lösung der Frage nach der Wirkung des Aufenthalts an verschiedenen Teilen der Erdoberfläche liegt vor in den statistischen Nachrichten über den Gesundheitszustand auf der englischen Flotte. Nach Mc. Lauchlan (vgl. die oben citierte Abhandlung) war die Sterblichkeit auf der britischen Flotte in Indien 1886—95 jährlich 9,6 pro mille, in Grossbritannien und Irland 6,0 pro mille, an der afrikanischen Westküste und am Kap 8,0 pro mille. Interessant ist übrigens, dass die Stationen am Mittelländischen Meer eine noch viel höhere Sterblichkeit hatten, nämlich 10,6. Auch die Invaliditätsziffer war hier verhältnismässig hoch, nämlich 41 pro mille (in der Heimat 23, in Indien 57, in Afrika 36½).

Diese ungünstige Stellung, welche auf die schlechten Gesundheitsverhältnisse in den Hafenstädten am Mittelländischen Meer zurückgeführt wird, fand Th. B. Sprague auch für 1878 [2]). Die Erfahrungen betreffend Mariners (für 1852—79, also schon eine etwas ältere Periode) der Lebensversicherungsgesellschaft: Marine and General Mutual Life Assurance Society gehen weniger ins einzelne [3]). Im ganzen deuten sie auf eine grosse Sterblichkeit der Seeleute hin, wie dies der folgende Vergleich mit der englischen H^m-Tafel darthut. Unter „Eastern Trade“ sind hier diejenigen registriert, welche nach Indien, China und Australien reisen, unter „Western Trade“ die nach Westindien und Brasilien fahrenden.

	Anzahl der Todesfälle nach	
	Beobachtung	Erwartung
Western Trade . . .	142	44
Eastern Trade . . .	524	207
Sämtliche Gruppen . .	898	357

1) Von älterer Litteratur betreffend die Akklimatisation führe ich an: Bertillon: De l'acclimatement des diverses races. Journ. de la société de statistique de Paris, V, 1864 und Boudin: Recherches sur l'acclimatement des races humaines sur divers points du globe, und Essai de pathologie ethnique de l'influence de la race sur la fréquence, la forme et la gravité des maladies. Annales d'Hygiène, 2. série, XIII. 1860, XVI, XVII, 1861—62.

2) On the Rate of Mortality in the Navy. Journ. Inst. Act., XXV, 1886.

3) Vgl. ein Referat in Journ. Inst. Act., XXVI, 1887.

Es scheint also die Gefahr überall ziemlich die gleiche gewesen zu sein. Die Gefahren der Seereisen in früherer Zeit leuchten auch aus einer Untersuchung von M'Lauchlan, betreffend die Sterblichkeit der 1847—61 nach Australien Ausgewanderten (meistens Landarbeiter) hervor. Unter Benutzung der englischen Sterbetafel für 1838—54 fand er die folgenden Zahlen[1]).

		Anzahl der Todesfälle nach	
		Beobachtung	Erwartung
Schiffbrüche abgerechnet	Männer	465	225
	Frauen	583	227
Schiffbrüche mitgerechnet	Männer	801	314
	Frauen	1011	314

Wie man sieht, sprechen diese Zahlen für eine ausserordentliche Erhöhung der Sterblichkeit auf den damaligen Auswandererschiffen. Wie die Gesundheitszustände der Passagiere auf den Auswandererschiffen heutzutage sind, ist leider, soweit mir bekannt, nicht untersucht worden.

13. Ist man mit Rücksicht auf den Einfluss der Rasse, wie wir gesehen haben, nur auf isolierte Beobachtungen angewiesen, und hat man hier in erster Reihe mit sozialen und hygienischen Ursachen zu thun, mit Wirkungen der Ernährung und der ganzen Lebensweise, Ursachen, die vorerst eliminiert werden müssen, bevor der Einfluss der Rasseneigentümlichkeiten an sich in die Erscheinung treten kann, so sind die Schwierigkeiten noch viel grösser, wenn man nach der Wirkung der religiösen Verhältnisse fragt. In Ländern, wo bald diese, bald jene Gegend sich in starker geistiger Bewegung befindet, würde allerdings eine Untersuchung gewisser moralstatistischer Erscheinungen, so z. B. der Häufigkeit der unehelichen Geburten, nicht aussichtslos sein, aber es wird schwer halten, kausale Verknüpfungen mit den Gesundheitsverhältnissen aufzudecken. Zunächst kann man ja nur die äussere, nicht die innerliche Beziehung zur Konfession erfassen, und selbst hiervon abgesehen, bleibt die Schwierigkeit zu überwinden, dass die einzelnen Konfessionen sehr verschiedene soziale Schichtungen aufweisen. Die diätetischen Vorschriften bei gewissen Konfessionen dürften ja nicht ganz ohne Einfluss sein, doch wird man selten handgreifliche Zeugnisse nach dieser oder jener Richtung antreffen. Es steht als ein isolierter Fall da, wenn man bei den Israeliten als Wirkung der Beschneidung eine relative Immunität gegen Syphilis oder venerische Geschwüre feststellen kann, während die europäischen Juden keineswegs selten an Tripperkrankheiten leiden[2]).

Die Litteratur betreffend die Sterblichkeit bei den verschiedenen Konfessionen ist nicht reich, wenngleich man recht häufig, z. B. in der Kommunalstatistik, auf bezügliche vereinzelte Beobachtungen stösst. So ist eine übrigens auf veralteten Methoden beruhende Abhandlung von Glatter zu nennen[3]). Dieser meint, dass die armen Juden in Polen und

1) On the Rate of Mortality among Adult Government Emigrants on the Voyage to Australia during the years 1847—1861 inclusive, as determined from the Reports of the Emigration Commissioners. Journ. Inst. Act., XVIII, 1875.

2) J. K. Proksch: Die Geschichte der venerischen Krankheiten, I, 1895, p. 121. Betreffend die Sterblichkeit an Diabetes bei den Juden vgl. Zeitschrift für Versicherungswesen, 1893, p. 455.

3) Ueber die Lebens-Chancen der Israeliten gegenüber den christlichen Confessionen. Wetzlar 1856; Glatter hat auch eine Abh.: Das Racenmoment (Casper's Vierteljahrsschrift, 1864) geschrieben.

Galizien eine verhältnismässig hohe Sterblichkeit haben, während den Juden sonst eine grosse Vitalität nachgesagt wird, so z. B. von Boudin[1]). Auch Legoyt hat die Frage nach der Sterblichkeit der Juden behandelt[2]). Die deutlichsten Beobachtungen betreffend die Sterblichkeit nach Konfession verdanken wir Kőrösy. Schon 1876 hat er diese Frage ins Auge gefasst, doch, wie es scheint, mehr als Illustration einer Methode als mit der Auffassung, dass bestimmte Resultate erzielt seien[3]). Dagegen enthält ein späteres Werk einschlägiges Material.

Von 1000 lebenden Personen starben durchschnittlich jährlich in Budapest 1886—90:

Alter	Katholiken	Lutheraner	Kalvinisten	Israeliten
0—5 Jahre . .	160	145	135	76
5—10 „ . .	17	15	16	9
10—30 „ . .	11	10	10	6
30—50 „ . .	21	22	18	11

Die Juden zeigen also wegen ihrer besseren wirtschaftlichen Lage oder aus anderen Ursachen die günstigste Vitalität, die Katholiken haben, wenigstens in den jüngeren Jahren, eine höhere Sterblichkeit, als die Protestanten. Von den Krankheiten war Lungentuberkulose viel weniger unter den Israeliten anzutreffen als unter den Katholiken; auch die Pocken sind relativ selten bei den Juden, was mit dem Impfstand zusammenhängen dürfte. Ob ein Unterschied mit Rücksicht auf Gehirnkrankheiten vorliegt, wie Buschan andeutet (l. c. p. 50), ist aus den Beobachtungen kaum ersichtlich. Wenngleich man aus solch' summarischen Quotienten keine sicheren Schlüsse ziehen darf, mögen doch einige Zahlen nach der indischen offiziellen Statistik für 1894—98 hier Platz finden: Die jährliche Sterblichkeit war pro mille der Lebenden:

Christen	25
Hindus	32
Mohammedaner . .	31

Schon 1845 machte Sykes einen Versuch, die Sterblichkeit nach Konfession für Calcutta zu ermitteln[5]), wobei er allerdings zu etwas abweichenden Ergebnissen gelangte.

Der Vollständigkeit wegen sei noch eine kleine Abhandlung über die Sterblichkeit unter den Quäkern von Fox erwähnt[6]). Das Material dieser Untersuchung ist zwar ziemlich unsicher, doch scheint festzustehen, dass die Sterblichkeitsverhältnisse leidlich günstig waren.

Von einer Einwirkung der Konfession darf man wohl auch reden, wenn, wie in einem späteren Kapitel nachgewiesen werden soll, die englischen evangelischen Geistlichen eine grössere Lebensfähigkeit haben, als die katholischen.

1) Études de pathologie comparée. Annales d'Hygiène, XLII, 1849.

2) De la vitalité de la race juive en Europe. Journ. de la société de statistique de Paris 1865; vgl. ferner eine Abhandlung von Franz: Bedeutung der Religionsunterschiede für das physische Leben der Bevölkerungen. Jahrb. f. Nat. u. Stat., XI, 1868, XIV, 1870.

3) Mittheilungen über individuale Mortalitäts-Beobachtungen. Budapest 1876, p. 27; wenn T. B. Spraque in Journ. Inst. Act., XXVII, 1889, p. 155 (Rate of Mortality among Jews) Kőrösy's Beobachtungen citiert, dürfte er dieses übersehen haben.

4) Die Sterblichkeit der Haupt- und Residenzstadt Budapest in den Jahren 1886—90 und deren Ursachen. Berlin 1898, p. 47 u. 22* ff.; die Zahlen sind durch handschriftliche Mitteilungen vom Verfasser ergänzt worden.

5) On the Population and Mortality of Calcutta. Journ. Stat. Soc., VIII, 1845.

6) On the vital Statistics of the Societies of Friends. Journ. Stat. Soc., XXII, 1859.

Zwölftes Kapitel.

Wohnort und Wohnung.

1. Die Frage, welche in diesem Kapitel behandelt werden soll, ist eine ausserordentlich vielseitige; leider ist sie aber wegen der grossen Fülle von gleichzeitig wirkenden Ursachen schwer zu beantworten. Vergleicht man z. B. die Sterblichkeit in Stadt und Land — eine Hauptaufgabe bei der vorliegenden Frage — dann sind zur Erklärung der Unterschiede sehr viele Verhältnisse zu berücksichtigen: die verschiedene Verteilung nach Beruf, Civilstand u. s. w., von unmittelbaren Fehlerquellen, wie namentlich der Sterblichkeit der Ortsfremden in der Stadt (vgl. oben p. 135 f.), ganz zu schweigen. Selbst wenn aber ein diesen Verhältnissen entsprechend geteiltes Material vorliegt, wird es dennoch schwierig sein, homogene Zahlenreihen zu erzielen. Wenn z. B. in Dänemark die Berufsgliederung berücksichtigt wird, darf man nicht vergessen, dass die ländlichen Handwerker eine auf manchen Punkten von der städtischen Industrie-Bevölkerung wesensverschiedene Klasse bilden, was sich auch in der verschiedenen Sterblichkeit ausspricht [1]).

Was nun die Sterblichkeit in Stadt und Land betrifft, so habe ich schon oben, p. 228 Tafeln für Schweden mitgeteilt. Diese Tafeln haben einmal den Vorzug, die Ortsfremden zu berücksichtigen, sodann erlauben sie auch eine Gliederung nach Civilstand. Es erhellt aus denselben, dass in allen Civilstandsgruppen und Altersklassen die Sterblichkeit der Männer fast ausnahmslos viel grösser in den Städten als auf dem Lande ist, und dass auch beim weiblichen Geschlecht in gewissen Altersstrecken ein ebensolcher Unterschied zu Tage tritt, wogegen freilich hier die Erfahrungen für die älteren Altersklassen etwas unbestimmt werden.

Die Verteilung nach Civilstand ist nun gewöhnlich in Stadt und Land recht verschieden; die in der Regel am günstigsten gestellte Klasse, die der Verheirateten, ist auf dem Lande zahlreicher vertreten, als in den

---

1) Dies zur Erwiderung auf die von Carl Ballod mit Rücksicht auf einige von mir mitgeteilte Zahlen ausgedrückten Zweifel. (Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land. Leipzig 1899, p. 52. Schmoller's Staats- u. sozialwissenschaftl. Forschungen, XVI.)

2) Ausführlich behandelt Carl Ballod diese Frage in der soeben angeführten Arbeit, sowie in: Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. Vgl. ferner u. a. W. Kruse: Ueber den Einfluss des städtischen Lebens auf die Volksgesundheit. Bonn 1898 (auch in Centralblatt für allgemeine Gesundheitspflege, XVII). Prinzing: Die Kindersterblichkeit in Stadt und Land. Jahrb. für Nationalök. u. Stat., 3. F., XX, 1900. v. Fircks: Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik. Leipzig 1898 (speciell mit Rücksicht auf die Kindersterblichkeit), wie auch die Systemwerke und Lehrbücher von Newsholme, Mayo-Smith, Mayr u. a.

Städten. Aber dieser Vorzug der Landbevölkerung reicht keineswegs zur Erklärung ihrer geringeren Sterblichkeit aus. Denken wir uns, dass die schwedische Stadtbevölkerung in jeder Civilstandsklasse dieselbe Sterblichkeit hätte wie die Landbevölkerung, dann würde in einer längeren Altersstrecke die Sterblichkeit der Männer um etwa 4 Proz. grösser als auf dem Lande sein, bis die Wirkung der verschiedenen Gruppenverteilung sich allmählich im Greisenalter verliert. Für das weibliche Geschlecht ist die Wirkung der verschiedenen Civilstandsgruppen im ganzen eine viel geringere, zum guten Teil weniger als 1 Proz., somit verschwindend gegenüber der grossen Differenz zwischen den städtischen und ländlichen Sterblichkeitskoefficienten. Aber auch bei den Männern sind die aus der verschiedenen Civilstandsgruppierung folgenden Abweichungen von verhältnismässig geringem Belang gegenüber den thatsächlichen, so dass man sich nach anderen Ursachen der Verschiedenheiten umsehen muss. Hierbei kann man an die Wohlstandsverhältnisse, die Hygiene und die Berufsgliederung denken.

Was die Berufsgliederung anbetrifft, so wird man für die jungen Altersklassen im ganzen von dieser absehen dürfen, wie ja für letztere auch die Civilstandsgruppierung belanglos ist. Es bleiben also wesentlich nur die hygienischen Bedingungen (einschliesslich die ganze Lebensweise) und die Wohlstandsverhältnisse. Diese beiden wirken aber eher in entgegengesetzter Richtung; denn im allgemeinen darf man wohl behaupten, dass die breite Masse der städtischen Bevölkerung zum mindesten nicht schlechter gestellt ist als die ländliche, selbst wenn man das verschiedene Preisniveau in Rechnung zieht. Wie die Verhältnisse in Schweden liegen, erhellt aus nachstehender Uebersicht.

Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben binnen Jahresfrist 1881—90:

Alter (Jahre)	Männlich			Weiblich		
	Land-distrikte	Städte	Das ganze Land	Land-distrikte	Städte	Das ganze Land
0	110,66	162,05	119,98	92,67	135,76	100,52
1	31,87	56,23	35,85	29,63	52,84	33,55
2	20,34	31,09	22,10	19,49	31,42	21,45
3	15,84	23,05	16,98	15,48	22,28	16,58
4	12,90	16,70	13,49	12,47	17,43	13,24
5	10,36	13,21	10,80	10,09	13,29	10,58
10	4,67	4,96	4,71	4,58	4,74	4,61
15	3,39	4,21	3,50	4,22	4,50	4,26
20	5,62	8,24	6,09	4,90	5,21	4,96

Im ganzen weisen also die Landdistrikte die günstigsten Gesundheitsverhältnisse auf, aber nach Erreichung des 5. Jahres ist der Unterschied allerdings bei weitem nicht so gross wie späterhin im Leben, wo aller Wahrscheinlichkeit nach die Berufsverhältnisse einen Haupteinfluss üben, während wiederum die hohen Altersklassen schwankende Zahlen zeigen und auch die den Berufseinflüssen weniger ausgesetzten Frauen in den Städten nicht so ungünstig wie die Männer gestellt sind.

Einen Ausdruck für diesen Einfluss des Zusammenlebens auf die Sterblichkeit hat man in England dadurch zu gewinnen gesucht, dass man die Distrikte nach der Dichtigkeit der Bevölkerung ordnete. Dabei liess sich allerdings die Fehlerquelle der ortsfremden Sterbefälle nicht

ausschalten. Es ergab sich, dass im allgemeinen die Sterblichkeit mit der Bevölkerungsdichtigkeit zunimmt. Setzt man überall dieselbe Altersverteilung voraus, wie im ganzen Lande, und berechnet, wie viele Todesfälle in einer so zusammengesetzten „Standardbevölkerung“ nach den in jedem Distrikt beobachteten Sterblichkeitskoefficienten eintreten würden, dann erhält man eine Reihe korrigierter Sterblichkeitswerte, die unabhängig von der verschiedenen Altersbesetzung sind. Das Ergebnis einer solchen Berechnung ist die folgende Tafel, in welcher die Distrikte nach der so gefundenen Sterblichkeit geordnet sind[1]).

Von 100 000 starben jährlich	Auf 1 englische Qudratmeile kamen Bewohner
1270	138
1345	149
1448	187
1541	214
1647	307
1735	435
1855	662
1939	1281
2043	1803
2147	2437
2250	3299
2341	5329
2451	4295
2622	5722
3300	19584

In der ersten Gruppe sind die Distrikte zusammengefasst, die eine Sterblichkeit von 12—13 pro mille hatten, in der nächsten die mit 13 bis 14 u. s. w. (in den beiden letzten 25—30 bezw. 30—36). Der Einfluss der Bevölkerungsdichtigkeit, die wesentlich von dem häufigeren oder weniger häufigen Zusammenwohnen in Städten abhängt, ist unverkennbar. Man kann auch Registration-Distrikte auswählen, wo das Stadtleben mehr oder weniger vorherrscht und für diese die Sterblichkeit berechnen. Als Gebiet städtischen Charakters kann vor allem Lancashire gelten, als ländliche z. B. Westmorland, Herefordshire und Rutlandshire Wir erhalten nun für 1881—90 die folgenden Ziffern:

Von 1000 Personen starben jährlich:
männlich:

Alter (Jahre)	London	Lancashire	Hereford-shire	Rutland-shire	West-morland	England und Wales
0—5	73,13	78,76	40,46	43,30	39,19	61,69
5—10	5,92	7,00	3,91	2,65	3,36	5,34
10—15	2,91	3,52	2,16	1,92	1,97	2,94
15—20	4,03	5,10	3,47	2,91	3,45	4,30
20—25	5,43	6,39	5,59	4,46	5,07	5,71
25—35	8,62	9,16	6,38	5,12	6,00	7,73
35—45	14,91	15,57	10,10	6,85	9,10	12,35
45—55	23,73	25,44	15,39	13,37	13,38	19,28
55—65	41,23	47,20	30,53	22,36	26,76	34,66
65—75	77,41	92,10	63,43	57,80	61,32	70,17
75 u. darüber	168,23	184,63	164,90	164,88	157,61	162,18
Zus. in Standardbevölkerung	23,19	25,62	15,87	14,55	14,87	20,22

1) Supplement to the Fifty-Fifth Annual Report of the Registrar-General of Births, Deaths and Marriages in England, I, 1895, p. XLVII.

weiblich:

Alter (Jahre)	London	Lancashire	Hereford-shire	Rutland-shire	West-morland	England und Wales
0—5	63,23	66,92	33,30	34,21	30,22	51,99
5—10	5,81	6,63	4,33	3,28	3,97	5,25
10—15	2,88	3,46	2,86	3,09	2,44	3,09
15—20	3,56	4,74	4,09	3,78	4,54	4,40
20—25	4,39	6,17	5,30	6,13	5,65	5,51
25—35	6,80	8,77	6,82	5,79	6,24	7,34
35—45	11,38	13,27	8,98	7,78	7,75	10,55
45—55	17,15	20,49	11,19	10,71	11,70	15,04
55—65	30,71	39,96	23,08	20,48	22,54	28,40
65—75	63,00	79,84	52,21	50,59	52,92	60,08
75 u. darüber	149,14	166,06	140,71	152,55	154,13	147,32
Zus. in Standardbevölkerung	19,74	22,84	14,19	13,88	13,80	18,01

Die Zahlen enthüllen grosse Verschiedenheiten, und zwar ist die Industriebevölkerung in Lancashire am ungünstigsten gestellt. In gewissen Altersklassen haben aber die ländlichen Distrikte eine verhältnismässig hohe Frauensterblichkeit. Diese Erfahrung wiederholt sich sehr oft[1]) (wenngleich, wie wir gesehen haben, nicht für Schweden), bisweilen gilt sie auch für die Männer; und da die Sterblichkeit der Ortsfremden wesentlich nach entgegengesetzter Richtung wirken dürfte, kann man den Unterschied kaum auf Rechnung unrichtiger Beobachtungen setzen; eher könnte man annehmen, dass die Feldarbeit, wie auch die Arbeit beim Weinbau, eine ungünstige Wirkung auf die Gesundheit der Frauen übt. Doch ist vielleicht der Zug in die Stadt, der hauptsächlich kräftige, jüngere Leute dem Lande entzieht, eine Erklärung dieser Erscheinung, indem die kränklichen zu Hause bleiben, andere bei eintretender Krankheit zurückkehren und in der Heimat sterben. In Lancashire z. B. war 1881—90 die mittlere weibliche Bevölkerung im Alter 15—20 um 3 Proz. grösser als im Alter 20—25, in Westmorland dagegen um 14 Proz. Für die weibliche Bevölkerung Dänemarks hat man (1880—89) die folgenden Zahlen:

Von 10 000 starben jährlich:

Alter (Jahre)	Kopenhagen	Provinzstädte	Landdistrikte
15—20	44	54	61
20—25	51	61	63
25—30	65	79	75
30—35	77	81	79
35—40	88	87	83

Auch hier beobachtet man also im jugendlichen Alter eine grössere Sterblichkeit in den Landdistrikten, als in den Städten.

Unter den Krankheiten, die den Unterschied in den Sterblichkeitsverhältnissen bedingen, kann man für das Kindesalter die epidemischen Krankheiten erwähnen. Speziell erheischten Diarrhoe und Dysenterie in London 1880—90 5 pro mille der Bevölkerung unter 5 Jahren als jährliche Opfer, in Lancashire 6 pro mille, in den drei erwähnten ländlichen Distrikten dagegen nur 1½ pro mille; an Verdauungskrankheiten waren die entsprechenden Zahlen 3 bezw. 4 und 2 pro mille, also gleichfalls ein

1) Vgl. z. B. Kruse, l. c. p. 18 f.

bedeutender Unterschied. Auch die Kindersterblichkeit an Masern, Keuchhusten, Scharlach und Diphtherie war bedeutend niedriger in den erwähnten ländlichen Distrikten.

Was das erwachsene Alter betrifft, so lassen sich hierfür betr. Phthisis und Krankheiten der Respirationsorgane erhebliche Verschiedenheiten wahrnehmen, wie aus nachstehender Uebersicht erhellt:

Von 1000 Personen in jeder Altersklasse starben jährlich 1881—90 an:

Alter (Jahre)	Phthisis			Krankheiten im Respirations-system		
	London	Lancashire	Land-distrikte	London	Lancashire	Land-distrikte
20—25	1,9	2,5	2,4	0,4	0,7	0,4
25—35	3,1	3,2	2,5	0,7	1,3	0,5
35—45	4,2	3,6	2,2	1,7	2,8	1,8
45—55	3,9	3,2	1,6	3,8	6,0	1,8
55—65	3,1	2,4	1,4	9,1	13,3	3,9
65—75	1,7	1,4	0,8	19,9	25,4	9,8

Die drei erwähnten ländlichen Distrikte sind also sowohl mit Rücksicht auf Phthisis als auf Krankheiten der Respirationsorgane viel günstiger daran, als Lancashire und London.

Doch ist dieses Ergebnis, die relative Seltenheit der Tuberkulose auf dem Lande, keineswegs immer zu finden. Nach Kruse's Untersuchungen waren z. B. in den preussischen Landgemeinden bei den Frauen die Todesfälle an Tuberkulose und Krankheiten der Atmungsorgane noch im Alter 50—60 häufiger (wenigstens gegen Westen hin), als in den Städten. Umgekehrt war dagegen Krebs viel häufiger in den Städten als auf dem Lande.

Die Frage nach dem Einfluss des Stadtlebens auf die Gesundheitsverhältnisse hat bisweilen durch die Statistik der Krankenkassen eine Beleuchtung gefunden. So in Ratcliffe's Bearbeitung der Erfahrungen der Manchester Unity of Odd Fellows für 1866—70[1]. Das Material ist schon aus dem Grunde verhältnismässig homogen, weil es sich nur um Arbeiter handelt. Ferner dürften damals überhaupt die Sterbefälle der Ortsfremden eine verhältnismässig geringere Rolle gespielt haben, und jedenfalls wurden die Mitglieder wohl nach ihrer Zugehörigkeit zu den Kassen, nicht nach ihrem zufälligen Aufenthalt in der Stadt oder auf dem Lande unterschieden. Auf der anderen Seite hat man es hier wesentlich mit Erwachsenen zu thun, bei denen die Berufseinflüsse sehr stark sind. Unter der Rubrik der kleineren Städte (Towns) wurden solche Orte zusammengefasst, die 5—30 000 Einwohner zählten, unter derjenigen der Landdistrikte Dörfer und Kleinstädte mit weniger als 5000 Bewohnern. Das Ergebnis war nun folgendes:

(Siehe Tabelle p. 458.)

Was die Kränklichkeit betrifft, so kann man sich wundern, dass die Differenzen nicht grösser sind, da doch die Praxis der einzelnen Krankenkassen wahrscheinlich eine sehr verschiedene war. Dürfte man annehmen, dass diese Fehlerquelle wegen der grossen Anzahl der einzelnen Vereine

1) Supplementary Report, July 1872.

Alter (Jahre)	Von 10 000 Mitgliedern jeder Altersklasse starben jährlich				Auf 100 Mitglieder jeder Altersklasse fallen jährlich Krankheitswochen			
	Land-distrikte	Kleinere Städte	Grössere Städte	Ganzes Land	Land-distrikte	Kleinere Städte	Grössere Städte	Ganzes Land
21—25	62	67	72	67	77	78	71	76
26—30	72	77	82	77	84	81	81	82
31—35	81	81	93	84	97	97	96	97
36—40	96	102	116	104	106	110	107	108
41—45	119	124	131	125	132	127	136	132
46—50	122	151	169	151	183	169	181	175
51—55	176	187	242	201	245	214	264	235
56—60	245	253	302	266	322	313	365	330
61—65	342	400	432	398	468	605	558	513
66—70	435	556	553	535	690	773	943	806
71—75	711	882	878	853	1287	1299	1351	1312

überhaupt eine verhältnismässig geringe Rolle spielt, so würde man auf eine recht grosse Kränklichkeit auf dem Lande den Städten gegenüber schliessen müssen, allerdings nur in den jüngeren Jahren, später im Leben sind die Zahlen für die Landdistrikte etwas kleiner als für die Städte.

Grösseres Gewicht ist den Sterblichkeitskoeffizienten beizumessen. Man sieht aus der Tafel, dass das Land bedeutend günstiger gestellt ist, als die kleineren Städte, und diese wieder günstiger als die grösseren. Auch A. G. Finlaison hat dieselbe Frage behandelt [1]). Bei ihm gilt als kleinere Stadt eine solche von 3000—65 000 Einwohnern.

Alter (Jahre)	Von 100 Mitgliedern waren jährlich krank			Jährliche Anzahl der Krankenwochen für jedes Mitglied			Jährliche Sterbefälle auf 10000 Mitglieder		
	Grosse Stadt	Kleinere Stadt	Land-distrikt	Grosse Stadt	Kleinere Stadt	Land-distrikt	Grosse Stadt	Kleinere Stadt	Land-distrikt
20	27	25	27	6,80	6,90	6,88	107	93	66
30	22	22	23	6,45	6,75	7,10	97	78	72
40	24	22	24	8,02	8,22	8,26	163	108	85
50	27	26	26	11,63	12,12	11,06	182	171	129
60	31	33	30	17,24	20,07	18,20	335	284	227
70	41	42	41	34.57	44.97	44.90	494	640	514

Diese Uebersicht bestätigt im ganzen Ratcliffe's Erfahrungen mit Rücksicht auf die Sterblichkeit. Die Grossstädte haben eine bedeutend höhere Sterblichkeit, als die kleineren, diese wiederum eine höhere als die Landdistrikte; dagegen sind die Beobachtungen über die Kränklichkeit schwankend.

Als Regel darf man aus den hier mitgeteilten Beobachtungen wohl so viel ableiten, dass das Zusammenwohnen der Menschen in grösseren Bevölkerungscentren meist mit einer Erhöhung der Sterblichkeit zusammenfällt, mag dies nun auf Berufsverschiedenheiten oder andere Ursachen zurückzuführen sein.

2. Zwecks weiteren Eindringens in diese Frage kann man die Beobachtungen über die körperliche Entwickelung der Rekruten

1) Friendly Societies. Sickness and Mortality 1853.

benutzen [1]). Leider sind diese Beobachtungen noch häufig wenig durchsichtig. So ist man bei Benutzung der Untauglichkeitsziffer Trugschlüssen ausgesetzt, indem der Ersatz auf die einzelnen Bezirke nicht nach Massgabe der vorhandenen brauchbaren Leute, sondern nach der Bevölkerungszahl verteilt werden kann. Doch hat Kruse eine Reihe hinlänglich klarer Beobachtungen zu sammeln gewusst, die im ganzen darauf hindeuten, dass, wenn auch die Sterblichkeit der Städte gross ist, sich doch von einer physischen Entartung des Typus keineswegs reden lässt. Allerdings scheint in Bayern die Anzahl der als untauglich Ausgemusterten in den Städten ein wenig grösser als auf dem Lande zu sein, und die völlig Tauglichen bilden einen etwas kleineren Bruchteil in den Städten als auf dem Lande; auch ist dieser Unterschied nicht auf die verschiedene Gliederung nach Beruf zurückzuführen, Industrie und Gewerbe auf dem Lande haben z. B. eine höhere Tauglichkeitsfrequenz als in den Städten, indem 57 bezw. 51 Proz. in das Heer eingestellt wurden, und noch grösser war der Unterschied bei Handel und Verkehr; es verdient aber hervorgehoben zu werden, dass die Tauglichkeitsfrequenz, bei Industrie und Gewerbe in den Städten etwa dieselbe war, als die bei Land- und Forstwirtschaft in den Landdistrikten. Doch dürfte man bei Trennung in kleinere Berufsgruppen zu etwas anderen Ergebnissen gelangen. In Frankreich tritt z. B. Paris mit einer verhältnismässig höheren Tauglichkeitsfrequenz auf, während das Departement Seine-Inférieure mit seiner alten Textilindustrie ungünstig dasteht.

Betrachtet man die p. 397 f. besprochene Erhebung betreffend die dänischen Schulkinder und beschränkt man sich dabei der Klarheit wegen auf die Arbeiterklasse, so ergiebt sich:

	Alter					
	7 J.	10 J.	13 J.	7 J.	10 J.	13 J.
	Körperhöhe (Zoll)			Gewicht (Pfund)		
Knaben: Kinder der Landarbeiter	44	50	54	46	58	71
Zahlschüler der Städte	44	50	55	45	58	73
Freischüler „ „	44	50	55	43	56	72
Mädchen: Kinder der Landarbeiter	44	49	55	44	57	77
Zahlschüler der Städte	44	50	56	43	56	75
Freischüler „ „	44	49	55	43	54	71

Wie man sieht, weist die Körperhöhe nur wenige Verschiedenheiten auf, deutlicher sind solche für das Gewicht wahrzunehmen; die Tafel ergiebt hier meist grössere Zahlen für die ländliche als für die städtische Bevölkerung.

Auch aus diesen Zahlen darf man wohl schliessen, dass die Lebensfähigkeit der Stadtbevölkerung heutzutage nicht wesentlich verschieden von derjenigen der Landbevölkerung ist; darauf deutet auch der häufig recht bedeutende Geburtsüberschuss in den Städten, in denen früher die Bevölkerung nur durch Zuzüge vom Lande zunehmen konnte.

3. Von vornherein sind die Städte nur selten in einer der Gesundheit förderlichen Weise angelegt worden. Man suchte in ihnen hauptsächlich vorteilhafte Handelsplätze oder Oertlichkeiten, die sich für die

1) Kruse, l. c. p. 64 f.

Verteidigung eigneten. Um dann so viel Menschen als möglich innerhalb der Wälle umschliessen zu können, musste die Bevölkerung sich dichter und dichter zusammendrängen, die Häuser immer höher gebaut werden. Wo die Stadt als Handelsplatz dienen sollte, war der Boden häufig sumpfig und ungesund. Kopenhagen z. B. ist auf einem sumpfigen, von Bächen durchströmten Boden erbaut, und die Festungswerke, die die Erweiterung der Stadt verhinderten, zwangen die Bewohner dazu, in starkem Masse ins Wasser hinaus zu bauen, so dass ein nicht geringer Teil der Stadt auf aufgeschüttetem Grund und Boden aufgeführt ist. Um die Beseitigung von Kehricht und Abfallstoffen kümmerte man sich wenig; man begnügte sich damit, sie ein wenig ausserhalb der Stadt abzuladen, wo sie allmählich eine Art Erdboden bildeten, und wenn dann die sich erweiternde Stadt mit der Zeit den Festungsgürtel sprengte, kamen die neuen Quartiere auf alte Schutthaufen zu stehen. Die schädlichen Folgen blieben nicht aus. Als beispielsweise die Cholera im Jahre 1853 Kopenhagen heimsuchte, wütete sie am heftigsten an den Stellen, wo der Erdboden voll organischer, als Strassenschmutz und Exkremente zusammengetragener Stoffe war. Die Gräben, die zu den Festungswerken gehörten, trugen natürlich ebenfalls ihr Teil dazu bei, die Städte ungesund zu machen.

Die hauptsächlichste Quelle der Bodenverunreinigung in älterer Zeit waren die Exkremente und Hausabfälle des Menschen; noch 1893 kann Fodor schreiben, dass es bekanntlich Abtrittsgruben gebe, „die seit Menschengedenken nicht geleert wurden, weil ihr Inhalt in den Boden versickert". Da jeder Einwohner „aus Körper und Haushalt jährlich 10 Metercentner fäulnisfähige Abfallstoffe, in mehr oder weniger Hauswasser verteilt, auf resp. in den Boden gelangen lässt"[1]), handelt es sich offenbar bei ungenügender Entfernung derselben um sehr grosse Uebelstände. Ein böses Erbteil hat somit das jüngere Geschlecht von seinen Vorfahren übernommen. Ihm selbst aber sind, wie man wohl behaupten darf, die Augen für die Bedeutung der Reinlichheit geöffnet worden. Im Laufe des 19. Jahrhunderts hat man überall grosse hygienische Fortschritte gemacht. Die Düngergruben in den Städten oder in deren unmittelbarer Nähe sind verschwunden, die stinkigen offenen Abtritte in den Häusern, wo die Exkremente in einer gemauerten Grube oder einem Holzkasten standen, die nie vollständig dicht waren und leicht eine Infektion des Trinkwassers verursachten, gehören zumeist der Geschichte an. Pflasterung und Strassenreinigung geschehen weit sorgfältiger als früher, der Strassendünger wird entfert, offene Rinnsteine und Urinecken giebt es kaum noch, und die Städte wetteifern in einer guten Wasserversorgung. Gesundheitsschädliche Fabriken werden aus der inneren Stadt verwiesen und Beerdigungen in den Kirchen gehören zu den grösseren Seltenheiten. Aber viele Häuser stehen noch auf einem Boden, wo pathogene Bakterien günstige Lebensbedingungen finden können, die überfüllten Arbeiterwohnungen, die häufig engen Hofräume und engen Strassen der neuen Stadtteile bilden die Kehrseite zu den Fortschritten, die sonst unzweifelhaft gemacht sind. Wenn nun auch die hygienischen Verhältnisse auf dem Lande häufig nicht günstig liegen, wenn die Schlafstellen viel zu wünschen lassen und dadurch z. B. die Verbreitung der Tuberkulose gefördert werden kann, wenn die Brunnen häufig einer Verunreinigung ausgesetzt sind u. s. w.,

1) Fodor: Hygiene des Bodens. Handbuch der Hygiene, I, 1893, p. 118.

so stehen dem doch andererseits so viele günstige Bedingungen gegenüber, dass jene gesundheitsgefährlichen Momente meist neutralisiert werden.

Selbst wo die Städte in der neueren Zeit gegründet wurden, wie z. B. in Australien, geht die Entwickelung doch häufig so schnell von statten, dass sich fast unvermeidlich hygienische Missstände herausbilden, die dann erst allmählich beseitigt werden können. So in der Hauptstadt Süd-Australiens, Adelaide, die früher als eine stinkige Stadt beschrieben wurde [1]).

Diese Verhältnisse finden nun in verschiedenen Richtungen ihre Beleuchtung. Die im vorigen Kapitel erwähnten indischen Städte bilden treffende Beispiele; parallel mit hygienischen Fortschritten sind hier bedeutende Minderungen der Sterblichkeit wahrzunehmen. In Ahmedabad wurden 1880—91 hygienische Reformen durchgeführt; die Sterblichkeit war durchschnittlich jährlich 1874—80 55 pro mille, 1880—86 45 pro mille und 1886—91 40 pro mille [2]). Aehnliche Erfahrungen in Australien. Borthwick giebt an, dass in Adelaide nach Durchführung der Hauptreform in den Jahren 1882—84 die Sterblichkeit 1885—88 (bei Weglassung der zahlreichen Todesfälle von Ortsfremden in Krankenhäusern, verschiedener Art) nur 15,8 pro mille jährlich war, vor der Reform 1877—81, dagegen 21,5 pro mille.

Betr. ältere Angaben ist auf einige Zusammenstellungen von Jarvis zu verweisen [3]); auch die älteren Jahrgänge der Reports des Registrar General of Births, Deaths and Marriages enthalten viel Stoff in derselben Richtung. In Salisbury war z. B. die Sterblichkeit 1841—50 28 pro mille. Im Jahre 1855 wurde Drainage und bessere Trinkwasserversorgung eingeführt, wodurch die Sterblichkeit stark zurückging. 1851—60 war sie 24 pro mille, 1861—70 20. In Wolverhampton, wo hygienische Verbesserungen 1858 in's Leben traten, war die Sterblichkeit 1851—60 28 pro mille, im folgenden Decennium 24. Ely, welche Stadt 1851 etwas über 6000 Einwohner aufwies und 1854—57 sanitäre Verbesserungen einführte, hatte 1843—49 Sterblichkeit gleich 26, 1851—57 gleich 19 pro mille. In Leicester, wo ebenfalls Reformen in den 50er Jahren durchgeführt wurden, sank die Sterblichkeit von 29 pro mille im Jahre 1852 regelmässig bis auf 21 im Jahre 1856.

In Dublin wurde in den 80er Jahren energisch aufgeräumt (vollkommenere Entfernung der Abfallstotfe, Einführung von Waterclosets, Begründung gesunder Wohnungen u. s. w.); die Sterblichkeit war 1879—80 36 pro mille, 1881—85 27 und 1886—90 26 pro mille; nicht am wenigsten nahm die Häufigkeit der Todesfälle an epidemischen Krankheiten ab [4]). In Birmingham reduzierte eine rührige Gesundheitspolizei die Sterblichkeit von 27 pro mille in 1874 bis auf 17,5 pro mille in 1888, und speziell sank die Sterblichkeit an epidemischen Krankheiten. In Glasgow wurde 1859 das schmutzige Wasser des Clyde als Trinkwasser aufgegeben und statt dessen reines Wasser von Loch Katrine benutzt, später folgten eine Reihe anderer Reformen. Die Häufigkeit der Diarrhoe als Todesursache sank von 1,3 pro mille 1855—60 bis auf 0,8 in 1861—70; die Cholera,

1) A city of stinks from one end to another. Vgl. Borthwick: The Colony of South Australia. Seventh Intern. Congress of Hygiene, XII, 1892.

2) R. Chotalall: The Sanitation of the City of Ahmedabad in the Bombay Presidency. Seventh Intern. Congress of Hygiene, XI, 1892.

3) Political Economy of Health 1874.

4) Ch. A. Cameron: Results of Ten Years' Public Sanitary Work in Dublin. Seventh Intern. Congress of Hygiene, IX, 1892.

welche 1832, 1848 und 1853 die Stadt furchtbar heimgesucht hatte, raffte 1866 nur 53 hinweg; die Sterblichkeit an allen Krankheiten zusammen sank von 3 Proz. in den Jahren 1855—60 bis auf 2,4 Proz. in der Zeit 1881 bis 1890 [1]). Als eine der zahlreichen Reformbestrebungen gilt auch die Anzeigepflicht bei epidemischen Krankheiten. Eine Gegenüberstellung von Städten mit und ohne Anzeigepflicht wurde von Ph. Boobbyer versucht, ohne dass es ihm wohl gelungen ist, einen bestimmten Einfluss zu konstatieren [2]). Ueberhaupt dürfte es äusserst schwierig sein, den Einfluss bestimmter einzelner Reformen nachzuweisen, da meist eine ganze Reihe von Verbesserungen in der Gesundheitspflege der Städte einander parallel gehen und ausserdem gleichzeitig fast überall grosse Fortschritte in Bezug auf Volksbildung und Wohlstand gemacht wurden. Es ist eine Ausnahme, wenn man, wie z. B. bei den Pocken, das augenblickliche Verschwinden einer Krankheit nach Einführung einer Reform konstatieren kann; so u. a. in Madras, wo die Impfung im Mai 1884 obligatorisch wurde und die Zahl der Todesfälle von 8030 in 1881—84 auf nur 76 in 1885—88 sank [3]).

4. Fragt man nun nach den einzelnen Quellen der gesundheitsschädlichen Momente im Stadtleben, so werden die Bodenverhältnisse offenbar eine erhebliche Rolle spielen, trotzdem der Boden sich überall selbst reinigt und z. B. unter günstigen Bedingungen Leichen von Erwachsenen schon binnen 3—4 Jahren nach der Beisetzung bis auf die Knochen und etwas humusartige Substanz verwesen (Fodor, l. c. p. 131).

Besonders leicht wird die Grundluft in die Häuser, speciell in die Keller, eindringen und mit ihr verschiedene pathogene Bakterien, gerade so wie die an der Bodenoberfläche zerstäubten Bakterien durch Fenster und andere Oeffnungen Eingang finden. Das Grundwasser wird gewöhnlich wohl nicht verunreinigt werden, doch ist eine solche Verunreinigung durch die Ausleerungen Typhus- oder Cholerakranker nicht ausgeschlossen, wenn z. B. von Abtrittgruben und Sielen direkte Verbindungswege (z. B. Rattengänge) zum Brunnen bestehen. Namentlich liegt solche Gefahr nahe, wo das Grundwasser hoch steht oder der Grundwasserspiegel sehr grossen Schwankungen ausgesetzt ist; je näher der Erdoberfläche er dauernd oder zeitweilig liegt, desto leichter werden die oberflächlichen, verunreinigten, also in hygienischer Beziehung besonders wichtigen Bodenschichten durch das Grundwasser befeuchtet werden (l. c. p. 99).

Unter den Krankheiten steht das Malariafieber in dem Verdacht, dass seine Infektionserreger an gewissen Orten ausserhalb des menschlichen Körpers, und zwar namentlich im Boden entstehen. Man beobachtet diese Krankheit namentlich in Thälern und Mulden des Erdbodens, besonders in solchen mit reichlichem, stagnierendem und nahe der Bodenfläche stehendem Grundwasser; sobald eine Kanalisation oder Flussregulierung eintritt, wird die Krankheit meist an Häufigkeit verlieren. Auch wo der Grundluft durch Aufgraben des Bodens freie Wege geöffnet werden, wird man öfters Malariaepidemien beobachten können (l. c. p. 163).

---

1) Vgl. eine Mitteilung in Transact. of the Seventh International Congress of Hygiene and Demography, XII, 1892, p. 19 f. und 69 ff. Vgl. ferner u. a. Th. Weyl: Die Einwirkung hygienischer Werke auf die Gesundheit der Städte mit besonderer Rücksicht auf Berlin. Jena 1893.

2) Compulsory Notification of Infectious Diseases. Sev. Intern. Congr., IX, 1892.

3) Will Moore, Sanitary Progress in India. Sev. Intern. Congr., XI, 1892.

Auch das Gelbe Fieber scheint in Abhängigkeit vom Boden zu stehen, wenngleich diese Krankheit auch verschleppbar ist; das Aufwühlen oder Ausgraben des Bodens fördert sie gleichfalls. Sie ist hauptsächlich auf die Ebene beschränkt, sucht vor allem die volkreichen Städte, die schmutzigen Strassen und Häuser heim; namentlich Schiffe mit fauligem Bilschwasser oder mit verunreinigter Erde als Ballast werden verhältnismässig häufig von Gelbfieber befallen. Was die Cholera betrifft, so dürften die Bodenverhältnisse einen wesentlichen Einfluss üben, es scheinen aber auch andere Momente ihr gegenüber grosse Bedeutung zu haben. So namentlich die Reinlichkeit. In Budapest wurde 1878—79 eine Revision der Häuser auf ihren Reinlichkeitszustand vorgenommen; viele von ihnen, die 1866 noch verschmutzt gewesen waren, hatten übrigens seit den Choleraepidemien von 1866 und 1872—73 eine Reinigung erfahren. Teilt man nun die Häuser nach dem Befund von 1878—79 in reine und schmutzige, so erhält man für die beiden Choleraepidemien in den reinen Häusern 90 Choleratodesfälle pro 10000 Bewohner, in den schmutzigen 420; die verseuchten und cholerafreien Häuser lagen regellos über das ganze Stadtgebiet zerstreut, häufig unmittelbar nebeneinander (l. c. p. 187). Die epidemische Diarrhoe scheint in nicht geringem Grade von der oberflächlichen Verunreinigung des Bodens beeinflusst zu werden (p. 206).

Auch betr. Diphtherie und Tuberkulose liegen zahlreiche Beobachtungen vor. Von der Tuberkulose wird behauptet, dass feuchter Boden und feuchte Wohnungen ihre Verbreitung erleichtern, nicht am wenigsten feuchte Kellerwohnungen oder schlecht ventilierte Häuser[1]. Auch die Diphtherie wird durch feuchten Boden und feuchte Häuser begünstigt (Fodor, p. 209).

Von keiner Krankheit ist vielleicht in diesem Zusammenhang so viel geschrieben worden wie vom Typhus, ohne dass man jedoch hierfür bisher zu ganz klaren Ergebnissen gelangt ist. Besondere Aufmerksamkeit haben die Forscher dem Zusammenhang mit den Grundwasserbewegungen gewidmet, und schon 1865 suchte L. Seidel einen solchen zwischen Grundwasserstand und Typhusepidemien nach Beobachtungen in München mit Hilfe der Lehrsätze der Wahrscheinlichkeitsrechnung festzustellen[2]. Später machte sich Willers Jessen an dieselbe Aufgabe[3]; er vermochte jedoch nicht die Schwierigkeit zu überwinden, welche durch den Zusammenhang der Einzelfälle entsteht, indem offenbar nach vielen Richtungen hin nicht die Anzahl der Einzelfälle, sondern die Epidemien das Charakteristische sind. Jessen fand eine geringere Typhusfrequenz in nassen, als in trockenen Jahren; beide Forscher ermittelten übrigens einen stärkeren Zusammenhang mit den Grundwasserbewegungen, als mit den Regenmengen. Auch Virchow gelangte (1872) für Berlin zu dem Schluss, dass den Jahren mit geringen Niederschlägen schwere epidemische und typhöse Affektionen eigentümlich waren, den sehr feuchten Jahren eine geringe Typhussterblichkeit.

---

1) Vgl. einen Bericht bei Alexander Crombie in Annual Report of the Sanitary Commissioner with the Government of India 1898. Calcutta 1900, p. 283.

2) Ueber den numerischen Zusammenhang, welcher zwischen der Häufigkeit der Typhus-Erkrankungen und dem Stande des Grundwassers während der letzten 9 Jahre in München hervorgetreten ist. Zeitschrift für Biologie, I, 1865.

3) Zur analytischen Statistik ibidem, III, 1867.

Dieselbe Erfahrung, dass die trockenen Perioden eine grosse Typhussterblichkeit aufweisen, hat später Reincke gemacht[1]). Die Krankheit verschwindet allerdings niemals vollständig, die Einzelinfektion ist zu jeder Zeit möglich, aber für die epidemische Massenerkrankung müssen besondere Einwirkungen hinzutreten. Unter ihnen sind auch diejenigen Ursachen zu verzeichnen, welche im gleichzeitigen Sinken des Grundwassers einen Ausdruck finden, indem sich den Typhusbacillen in solchen Perioden günstigere Wachstumsbedingungen bieten als sonst. Es wird dies auch durch Wolter bestätigt, der zu dem Ergebnisse gelangt, dass der Grundwasserstand Ausdruck wichtiger klimatischer Veränderungen ist, und der Anschauung Pettenkofer's beipflichtet, dass das Grundwasser, indem es zeitweise steigt und die mit organischen Resten imprägnierten Bodenschichten unter Wasser setzt, bei seinem Wiedersinken die rasche Verwesung derselben befördert und so dem Auftreten epidemischer Krankheiten Vorschub leistet[2]).

5. Ausser diesem Zusammenhang zwischen Typhus und Grundwasserstand ergeben sich nun aber häufig Belege für die grosse Rolle, welche das Trinkwasser und das zur Reinigung der Teller und Gefässe benutzte Wasser spielen kann. Freilich ist man hier grossenteils ausserhalb des Bereiches der Statistik, indem häufig nur Einzelfälle vorliegen und statistische Massenbeobachtungen entweder überhaupt nicht zu haben sind oder nicht ganz klar sind.

Einen Wahrscheinlichkeitsbeweis liefert z. B. Verekoundow, an der Wasserversorgung von St. Petersburg[3]); 1889 wurde ein Wasserfilter für die auf dem linken Ufer des Flusses liegenden Stadtviertel in Gebrauch gesetzt, während die übrigen Teile incl. der Vororte die ursprüngliche Wasserversorgung behielten.

Es starben unter 10 000 jährlich:

	1886—89	1890—94
Stadtviertel am linken Ufer	5,8	2,4
„ am rechten Ufer	5,3	5,5
Vororte	5,9	6,8
Die ganze Stadt	7,6	4,1

Die gute Wasserversorgung scheint also mit einer ermässigten Typhussterblichkeit zusammen zu treffen.

In Paris brach im Jahre 1894 eine Typhusepidemie aus, die vorzugsweise die Stadtviertel heimsuchte, welche mit dem vermutlich verunreinigten Wasser der Vanne versorgt wurden.

Unter 10 000 Einwohnern starben:

in Zone Vanne	2,54
„ „ Dhuys et Vanne	1,71
„ „ Avre et Vanne	0,99
„ „ Dhuys	0,89
„ „ Avre	0,84

Die Stadtviertel, welche ausschliesslich mit dem Wasser der Vanne gespeist wurden, haben also die grösste Sterblichkeit; in zweiter Reihe

1) Der Typhus in Hamburg mit besonderer Berücksichtigung der Epidemien von 1885 bis 1888. Hamburg 1890, p. 48 ff.

2) Das Auftreten der Cholera in Hamburg. München 1898, p. 177 f.

3) Vgl. ein Referat in Annales d'Hyg., 3. série, XL, 1898, über eine Abhandlung des genannten Forschers: Influence du filtre municipal sur la fréquence de la fièvre typhoide à Saint-Petersbourg.

stehen die Stadtviertel, die einen Teil ihres Wassers, am günstigsten diejenigen, welche gar kein Wasser von der Vanne erhielten [1]).

Deutlicher reden die Untersuchungen von R. Pfeiffer [2]). Die Stadt Lüneburg wurde im Jahre 1895 von einer Typhusepidemie heimgesucht. Mit der Wasserversorgung befassten sich 6 Privatgesellschaften; eine derselben liess während einiger Tage das Wasser bei der Abtsmühle aus der Ilmenau in die Wasserleitungen fliessen. In den letzten Tagen des Juli und in der ersten Hälfte des August bildete sich eine ausgesprochene Typhusepidemie aus, deren Höhepunkt am 7. August erreicht wurde und die mit verschwindenden Ausnahmen solche Personen betraf, welche in Häusern wohnten. die an die Leitung der betreffenden Gesellschaft angeschlossen waren. Diese Gesellschaft, die übrigens auch das Wasser nicht filtrierte, versah etwa ein Drittel der Stadt mit Wasser; im ganzen fielen aber auf die Grundstücke dieser Gesellschaft 169 Fälle, auf die anderen nur 36. Von ursächlicher Bedeutung wird ein sehr schwerer Typhusfall am 16. Juli dicht bei der Ilmenau angesehen. Die Ausleerungen wurden hierbei in den Fluss geworfen, in welchem auch die Wäsche gereinigt wurde, nur 100 m oberhalb der Abtsmühle.

Interessant war auch die Typhusepidemie in Zehdenick a. d. Havel im Sommer des Jahres 1896. Diese kleine Stadt hatte eine sehr schlechte Wasserversorgung, primitive Brunnen in der Nähe von Aborten und Düngergruben, die Beseitigung der Abfallstoffe war äusserst mangelhaft, die Strassen schlecht gepflastert, die Rinnsteine offen u. s. w. Speziell scheint ein Brunnen, in dessen Nähe ein paar Typhuskranke wohnten, von den Ausleerungen derselben verunreinigt worden zu sein (Ende Mai oder Anfang Juni). Ende Juni brach nun unter denjenigen Familien, welche ihr Trink- und Brauchwasser aus diesem Brunnen bezogen, eine höchst intensive, explosionsartig auftretende Typhusepidemie aus. Nach genauen polizeilichen Ermittelungen kamen auf 303 Bewohner, die Wasser aus diesem Brunnen bezogen hatten, im Laufe eines Monats 94 Krankheitsmeldungen an Typhus, und ausserdem wurde angenommen, dass eine grosse Anzahl leichter Fälle gar nicht zur Anzeige kam, ja dass vielleicht diese 303 Personen sämtlich unter dem Einfluss des Typhusvirus gestanden haben. In einem Hause wohnten mehrere Familien, von denen nur eine den Brunnen benutzte; nur diese Familie wurde vom Typhus heimgesucht, die anderen gingen ganz frei aus [3]).

In dieser Verbindung möge auch einiger Beobachtungen von Kőrösy gedacht werden [4]). Derselbe fand, dass 1886—88 im Gebiete mit filtriertem Wasser 1409 an Croup, Diphtheritis, Masern, Pocken und Scharlach, die nach seiner Hypothese neutral gegenüber dem Genuss unfiltrierten Wassers sind, starben, auf dem Gebiete des unfiltrierten 3303.

---

1) Thoinet et Dubief: Les eaux de la vallée de la Vanne et la fièvre typhoide à Paris en 1894. Annales d'Hygiène, 3. série, XXXV, 1896.

2) Typhusepidemien und Trinkwasser. Abdruck aus dem klinischen Jahrbuch, VII, Jena 1898.

3) Vgl. hierzu auch Renard: Dangers des puits installés près des latrines et des fumiers. Annales d'Hygiène, 3. série, XXXII, 1894 und E. Marchand: De la contamination des mares et des sources. Ibidem.

4) Ueber den Einfluss des Genusses von unfiltriertem Wasser auf die Verbreitung des Typhus in Budapest. Deutsche Vierteljahrsschrift für öffentl. Gesundheitspflege, 24, 1892. Vgl. auch Kőrösy: Ueber den Zusammenhang zwischen Armut und infektiösen Krankheiten und über die Methode der Intensitätsrechnung. Zeitschr. für Hygiene, 18, 1894, p. 519.

Da die Anzahl der Todesfälle an Typhus im Gebiete des filtrierten Wassers nun 191 war, könnte man versucht sein, eine verhältnismässige Zahl in dem des unfiltrierten, also 447, zu erwarten; statt dessen trafen aber in diesem thatsächlich 959, also fast doppelt so viele ein.

Auch die Milchversorgung kann eine Rolle spielen; so verunreinigten 1873 die Entleerungen eines typhuskranken Milchhändlers in der Nähe von Leeds das Wasser, in welchem Milchgefässe gereinigt wurden, und es entstand infolgedessen eine Typhusepidemie unter den Familien, die Milch von der betr. Milchfarm bezogen. Ebenso wurden in Schweden mehrere Epidemien nachgewiesen, die thatsächlich auf verunreinigte Milch zurückzuführen waren[1]).

Diese Untersuchungen haben nun auch Bedeutung für die Beurteilung der Choleraepidemien, da der Abdominaltyphus „in seiner örtlichen Verbreitung und in seiner zeitweisen epidemischen Entwickelung grosse Analogien mit der Cholera" zeigt[2]). Sämtliche Choleraepidemien in Hamburg fallen mit Typhusepidemien zusammen (Wolter, l. c. p. 183). So war denn auch die Choleramorbidität in St. Petersburg 1892—94 eine geringere auf dem linken Ufer der Newa als auf dem rechten. Wenn nun auch Wolter das Trinkwasser nicht allein für die Choleraepidemien verantwortlich machen will, gesteht er doch zu, dass das Trinkwasser der Seuche Vorschub leisten kann, schon deshalb, weil es durch seinen Gehalt an Fäulnisstoffen allgemein schädlich wirkt. Wenn man Altona mit relativer Choleraimmunität und filtriertem Wasser in schroffen Gegensatz zu Hamburg mit grosser Cholerasterblichkeit und unfiltriertem Wasser setzt, so macht Wolter allerdings darauf aufmerksam, dass der Unterschied in der Cholerasterblichkeit schon 1832 existierte, wo Altona noch unfiltriertes Wasser bezog (l. c. p. 125 f.). Auch muss bemerkt werden, dass Altona trotz dem filtrierten Wasser 1891 schwerer von Typhus betroffen wurde, als Hamburg[3]).

Uebrigens waren in Hamburg die am schwersten heimgesuchten Oertlichkeiten durch tiefe Lage, Nähe des Wassers und besondere Bodenverhältnisse (Marschboden, Wasserreichtum) stets von den mehr verschonten Gegenden unterschieden (l. c. p. 53).

Von grossem Interesse waren auch Untersuchungen gelegentlich der Choleraepidemie in England 1866[4]). Das Trinkwasser Londons wurde in der ersten Hälfte des Jahrhunderts von dem Teile der Themse genommen, der von der Ebbe und Flut beeinflusst wird und aus den Kloaken verunreinigt wurde. Als die Cholera im Jahre 1866 wiederkehrte, war zwar ein neues System eingeführt, es konnte aber nicht jede Infizierung des Trinkwassers vermieden werden. Die hochgelegenen Stadtteile wurden nur verhältnismässig wenig von der Cholera heimgesucht, um so mehr die am niedrigsten liegenden und speziell diejenigen, welche

---

1) E. Roth: Ueber Verbreitung des Typhus durch Milch. Vierteljahrsschrift für Gesundheitspflege, 22, 1890 und Ernst Almquist: Einige Erfahrungen über Verschleppung von Typhusgift durch Milch Ibidem, 21, 1889.

2) Pettenkofer: Choleraexplosionen und Trinkwasser. München 1894, p. 24 (Sonderabdruck aus der Münch. Med. Wochenschrift 1894).

3) W. Kümmel: Die Typhus-Epidemie in Altona 1891 und das filtrierte Flusswasser. Seventh Intern. Congress of Hygiene, VII, 1892, p. 229 f.

4) Report on the Cholera Epidemic in 1866 in England; Supplement to the 29 Annual Report of Births, Deaths etc. London 1869; vgl. auch William Farr: Vital Statistics 1885, p. 369 f.

von der „East London Company" Wasser erhielten. Hier stieg die Sterblichkeit an Cholera da, wo die Höhe über „Trinity High Water Mark" weniger als 20 Feet war, bis auf 1 Proz. der Bevölkerung (für 20—40 0,7 Proz., 40—60 0,2 Proz. und über 60 0,04 Proz.), dagegen starben in den von den Southwork- und Lambethgesellschaften gespeisten Gebieten unter 20 Feet nur 0,06 Proz. der Bevölkerung, bei höherer Lage noch weniger.

Das Wasser im Flusse Lea, welches die Gesellschaft für East-London benutzte, war äusserst unrein, indem Kloaken ihren Inhalt in den Fluss entleerten; einmal mag die Filtration nicht ausreichend gewesen sein und ausserdem wurde in Fällen der Wasserarmut das unfiltrierte Wasser aus offenen Behältern herangezogen, und kurz bevor die Epidemie im Juli ausbrach, wurde eben das verunreinigte Wasser über die dann von der Seuche besonders heimgesuchten Distrikte in East-London verteilt.

6. Ist es schon schwierig, die Wirkung der mit den Grundwasserbewegungen parallelen Ursachen auf die Sterblichkeit an speciellen Krankheiten, wie Typhus und Cholera, zu messen, so noch mehr, wenn es sich um die Wirkung auf die Gesamtsterblichkeit handelt. Ein derartiger Versuch wurde von Baldwin Latham unternommen[1]), indem er gleichzeitig die jährliche Kindersterblichkeit in Croydon und die Grundwasserbewegungen verfolgte. Für die ersten 10 Jahre ergiebt sich eine bedeutend höhere Kindersterblichkeit in den Jahren tiefen Grundwasserstandes, als in denen eines hohen, und der Verfasser bemerkt, dass der Zusammenhang klarer hervortreten würde, wenn man Diarrhoe, eine Krankheit, die mutmasslich hauptsächlich von der Temperatur abhängt, ausschiede und nur die Sterblichkeit an den übrigen Ursachen mit dem Grundwasserstand vergliche. 1882 wurde das Wasser verunreinigt und die Sterblichkeit war hoch trotz dem hohen Grundwasserstand.

In den folgenden Jahren führte eine Aenderung der Wasserversorgung zu einem Sinken des Wasserstandes. Vergleicht man nun die Jahre 1885—90, so ergiebt sich für die drei Jahre mit dem niedrigsten Wasserstande eine Sterblichkeit gleich 48 pro mille, für die Jahre mit hohem Grundwasser 38, was die oben erwähnten Beobachtungen bestätitgt.

Man sieht, mit welcher Bedachtsamkeit auf diesem Gebiete vorgegangen werden muss. Hätte man sämtliche von Latham gesammelte Beobachtungen für 1872—90 zusammengefasst, so würde sich kein wesentlicher Unterschied ergeben haben. Eine Bearbeitung der betreffenden Beobachtungen über Grundwasser und Sterblichkeit erheischt m. a. W. eine genaue Lokalkenntnis der in Frage stehenden Orte und der ganzen Stufenfolge hygienischer Verbesserungen in ihnen. Dass aber solche Untersuchungen sich häufig lohnen können, darauf weisen die hier mitgeteilten Erfahrungen deutlich hin[2]).

Die vorstehend betrachteten gesundheitsschädlichen Wirkungen sind allerdings bei den Landdistrikten nicht ausgeschlossen, sie sind aber doch hauptsächlich dem Stadtleben eigentümlich. Wenn man für die Landdistrikte nach gewissen Richtungen hin die Sterblichkeit untersuchen will,

---

1) The Influence of Ground-Water upon Health. Seventh Intern. Congress of Hygiene, VII, 1892.

2) Ueber den Einfluss der Ueberschwemmungen auf den Gesundheitszustand vgl. Steinberg: Ueber die Hochwasserkatastrophe vom Sommer 1897 und ihren Einfluss auf die Gesundheitsverhältnisse im Kreise Lauban. Vierteljahrsschrift für Gesundheitspflege, 31, 1899.

z. B. nach Bodenverhältnissen, so wird man meist auf sehr grosse Schwierigkeiten stossen. So wenn A. Haviland die Verbindung zwischen geologischen Verhältnissen und der Häufigkeit von Cancer untersucht [1]; hier dürften die störenden Ursachen so mannigfach sein, dass sich Schlüsse nur mit der äussersten Vorsicht ziehen lassen. Selbst die Sterblichkeit in Sumpfgegenden ist nicht leicht nach den verschiedenen gesundheitsschädlichen Wirkungen zu beleuchten [2].

7. Auch betreffend den Einfluss der Wohnverhältnisse auf die Sterblichkeit sind die statistischen Ergebnisse noch äusserst dürftig. Die Isolierung der Ursachen ist auch hier so schwierig, dass man kaum je ein reines statistisches Experiment durchführen kann. Bald fehlt es an einer Zählung der in den verschiedenen Wohnungen lebenden Bevölkerung (z. B. nach Stockwerklage), so dass man einzig auf Todesfällen oder dgl. fussen muss, bald kennt man allerdings — wenigstens annäherungsweise — jene Zahlen, es fehlt aber die Kenntnis des Altersaufbaues. Und wo selbst dieser vorliegt, melden sich augenblicklich eine Menge anderer Momente, die Berufsgliederung, die Wohlstandsverhältnisse u. s. w., die berücksichtigt werden wollen. Es kann deshalb nicht wunder nehmen, wenn nur wenige Statistiker die Frage in Angriff genommen haben.

Ich werde vorerst eine Beobachtung betreffend die Choleraepidemie in Triest 1886 [3]) erwähnen, die von Max Gruber mitgeteilt worden ist.

Es erkrankten von 10 000 Bewohnern jeden Geschosses:

Erdgeschoss . .	90
1. Stock . . .	50
2. „ . . .	51
3. „ . . .	46
4. „ . . .	50
Soffiten . . .	54

Die Bewohner der Dachwohnungen sollen unter genau denselben elenden Bedingungen leben wie die des Erdgeschosses, und trotzdem ist ihre Morbiditätsziffer eine viel niedrigere. Im ganzen war die Krankheitsfrequenz der einzelnen Altersklassen nicht so verschieden, dass die angeführte Differenz aus einer verschiedenen Altersbesetzung erklärt werden könnte. Die summarische Morbidität in den Erdgeschosswohnungen war grösser als in irgend welcher Altersklasse der ganzen Bevölkerung.

Dass die Kellerwohnungen nicht nur bei epidemischen Krankheiten, sondern überhaupt die Morbidität erhöhen, haben mehrere Forscher nachzuweisen gesucht. So führt Betcke einige von Bressler mitgeteilte Beobachtungen betreffend die Gesundheit der Schulkinder in Liverpool und Manchester an, nach denen verhältnismässig viel mehr Kinder von Kellerinsassen wegen Krankheit die Schule versäumten, als Kinder aus anderen Wohnungen [4].

---

1) On the Influence of Clays and Limestones on Medical Geography, illustrated by the Geographical Distribution of Cancer amongst Females in England and Wales. Seventh Intern. Congress of Hygiene, X, 1892.

2) Vgl. z. B. eine Recension von Beaugrand: Étude statistique de l'influence des contrées paludéennes sur la durée moyenne de la vie par le docteur Reinhard-Bautzen. Annales d'Hygiène, 2. série, XVIII, 1862.

3) Die Cholera in Oesterreich in den Jahren 1885—86. VI. internationaler Congress für Hygiene und Demographie zu Wien 1887, p. 196.

4) Betcke: Untersuchungen über Kellerluft und Kellerwohnungen. Vierteljahrsschrift für Gesundheitspfege, 21, 1889.

Der Einfluss der Stockwerklage wird auch in Berlin verfolgt. Für 1893—97 ergeben sich, wenn in üblicher Weise der ungleichen Länge der Quartale Rechnung getragen wird, durchschnittlich folgende Zahlen:

Verteilung von 1000 Todesfällen:

	Vorderwohnung				Hinterwohnung			
	Jan. bis März	April bis Juni	Juli bis Septembr.	Okt. bis Dezember	Jan. bis März	April bis Juni	Juli bis Septembr.	Okt. bis Dezember
Keller . .	241	242	287	230	236	219	329	216
Erdgeschoss	253	239	276	232	227	234	329	210
1. Stock .	260	248	257	235	224	231	324	221
2. „ .	255	240	273	232	216	237	330	217
3. „ .	252	228	294	226	219	230	338	213
4. „ .	236	230	317	217	221	232	344	203

Ausser den hier behandelten Todesfällen fällt eine grosse Anzahl von Todesfällen auf Anstalten mit einer auffallend regelmässigen Jahresverteilung; dies erklärt, dass die Verteilung hier eine grössere Anhäufung als gewöhnlich im 3. Quartal aufweist. Wie man sieht, ist die Verteilung regelmässiger in den Vorderwohnungen als in den Hinterwohnungen und bei den Vorderwohnungen wieder regelmässiger im ersten als in den übrigen Stockwerken; ganz besonders weisen die Kellerwohnungen und die oberen Stockwerke eine unregelmässige Verteilung auf. Leider kennt man die Altersbesetzung nicht, die, wie oben entwickelt, auf diesem Felde eine ausserordentlich grosse Rolle spielt. Teilweise kann man auch die Stockwerklage mit den Todesursachen in Beziehung setzen, doch scheint es recht schwierig, hier zu endgültigen Schlüssen zu gelangen. — Eine Vergleichung mit der Volkszahl Berlins, freilich ohne Trennung nach Altersklassen, fand für die Volkszählung von 1885 statt und ergab die folgenden Zahlen [1]).

Von 1000 Bewohnern starben 1885—86:

Keller . . .	21,1
Erdgeschoss .	20,4
1. Stock . .	18,4
2. „ . .	18,8
3. „ . .	19,0
4. bis 5. Stock	21,4

Ein Studium des Einflusses der Kellerwohnungen mit besonderer Rücksicht auf die infektiösen Krankheiten hat Kőrösy unternommen [2]). Er fand für sämtliche Bewohner über 5 Jahre 1879—82 eine Sterblichkeit an infektiösen Krankheiten gleich 1,56 pro mille der Lebenden vom 1. Januar 1881 in Kellerwohnungen und 1,17 in anderen Wohnungen; doch scheinen Diphtherie und Scharlach anderen Gesetzen zu folgen (vgl. oben p. 400).

In dieser Verbindung können auch Reck's Beobachtungen über die Sterblichkeit nach dem Feuchtigkeitsgrade der Wohnung angeführt werden [3]),

1) Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin 1886—87 (1889), p. 63.

2) Vgl. namentlich: Ueber den Einfluss der Wohlhabenheit und der Wohn verhältnisse auf Sterblichkeit und Todesursachen. Stuttgart 1885 (besonders p. 40) und die Sterblichkeit der Haupt- und Residenzstadt Budapest in den Jahren 1886 bis 1890. Berlin 1898.

3) Bericht über die Gesundheitsverhältnisse der Stadt Braunschweig in den Jahren 1864—73.

es zeigt sich dabei, dass die Sterblichkeit der ärmeren Klassen am grössten in den feuchten Wohnungen ist [1]).

Den Einfluss der Wohnungslage im Vorder- oder Hinterhaus auf die Choleramortalität und -Morbidität suchte Hübertz für Kopenhagen gelegentlich der Epidemie von 1853 zu bestimmen, freilich ohne Berücksichtigung der Altersbesetzung. Er fand eine grössere Ansteckungsfrequenz wie auch eine höhere Letalität [2]) der Erkrankten im Hinterhaus als im Vorderhaus.

Ebenso schwierig erscheint es den Einfluss der Wohndichtigkeit, speziell der Uebervölkerung der Wohnungen zu bestimmen, was sowohl in dem oben citierten Berliner Jahrbuch, wie auch von Kőrösy versucht worden ist. Für Berlin gelangt man zu dem Ergebnis, dass die summarische Sterblichkeit in Wohnungen mit einem Zimmer sehr viel grösser ist, als in Wohnungen mit 2—3 Zimmern, und hier wiederum grösser als in Wohnungen mit 4 oder mehr Zimmern; da aber die Altersbesetzung und die Wohlstandsverhältnisse der Familien eine ausserordentliche Rolle bei Wahl der Wohnung spielen müssen, so wird man kaum ein sicheres Ergebnis aus diesen Zahlen ziehen können. Was die Cholera betrifft, so konnte Kőrösy für 1872—73 keinen bedeutenden Einfluss der Kellerwohnung konstatieren, dagegen schien die Wohndichtigkeit, namentlich die Ueberfüllung, eine erhebliche Rolle zu spielen [3]).

Für Leipzig erwies eine Bearbeitung der Volkszählung von 1875 und der Sterbelisten von 1875—76, dass die Wohndichtigkeit einen merklichen Zusammenhang mit der Sterblichkeit sowohl im Kindesalter wie im Alter von über 5 Jahren ausübte [4]).

Eine Untersuchung der Sterblichkeit in gewissen Arbeiterwohnungen, wo günstige hygienische Bedingungen vorhanden sind, wurde von Newsholme vorgenommen [5]). Unter Berücksichtigung der Altersbesetzung in diesen keineswegs dünn bevölkerten Wohnungen fand er eine etwas niedrigere Sterblichkeit, als in London überhaupt.

Bei allen diesen Untersuchungen ist nun die entscheidende Frage die, ob man hier nur mit der Wirkung der Wohnverhältnisse zu thun hat, oder nicht vielmehr mit dem Einfluss der verschiedenen gesellschaftlichen Gliederung der Bevölkerung, und zwar namentlich der Wohlstandsverhältnisse. Es werden sich diese Bedenken noch stärker geltend machen, wenn wir die Sterblichkeit nach Wohlstandsstufen genauer untersuchen werden, wie dies im folgenden Kapitel geschehen soll.

---

1) Vgl. hier auch Ascher: Ueber die gesundheitlichen Nachtheile des Bewohnens feuchter Wohnungen und deren Verhütung vom sanitätspolizeilichen Standpunkte. Deutsche Vierteljahrsschrift für öffentl. Gesundheitspflege, 25, 1893.

2) Beretning om Cholera Epidemien i Kjöbenhavn 1853. Kopenhagen 1855.

3) Die Choleraepidemie in Pest in den Jahren 1872 und 1873. Berlin 1876.

4) Mittheilungen des statistischen Bureaus der Stadt Leipzig, Heft XII, 1877.

5) The Vital Statistics of Peabody Buildings and other Artisans' and Labourers' Block Dwellings. Journ. Stat. Soc., LIV, 1891.

Dreizehntes Kapitel.

Vermögensverhältnisse und Gesellschaftsklasse.

1. Es gilt in diesem Kapitel eine Rundschau über die Sterblichkeit nach Gesellschaftsschichten zu gewinnen, indem wir Arme und Reiche, die Stiefkinder der Gesellschaft und die bevorzugten Klassen einander gegenüberstellen. Leicht ist diese Aufgabe freilich nicht, weil fast überall andere Ursachen mit im Spiel sind, deren Wirkung sich schwer ausschalten lässt. Besonders ist es die Berufssterblichkeit, welche in engster Verbindung mit dem hier behandelten Thema steht.

Die Wirkung der Vermögensverhältnisse (die übrigens schon teilweise im 10. Kapitel berücksichtigt worden ist) hat man auf verschiedene Weise zu bestimmen versucht. Einige Forscher benutzen als Kriterien der Wohlstandsverhältnisse die durchschnittliche Steuerabgabe aus einzelnen Bevölkerungsgruppen (Stadtbezirken, Strassen u. s. w.) oder die Quote der in diesen vorhandenen, der öffentlichen Armenpflege anheimgefallenen Personen. Wenn nun auch derartige Untersuchungen zweifellos fruchtbringend sein können, so erscheinen in ihnen immerhin die Verhältnisse etwas verschleiert; in Strassen mit hohem Steuerertrag wird es auch Arme geben und umgekehrt. Das wird in der Regel kein Hindernis für richtige Schlussfolgerungen bilden (vgl. p. 118), nur werden die gefundenen Differenzen der Sterblichkeit kleiner sein, als es der Wirklichkeit entspricht.

Andere Schwierigkeiten, die häufig kaum zu überwinden sind, entstehen z. B. aus der Sterblichkeit in Krankenhäusern und anderen Anstalten, indem derartige Sterbefälle streng genommen auf die Heimat der Verstorbenen zurückgeführt werden sollten, um nicht eine trügerische Bilanz hervorzurufen. Auch die verschiedenen Bodenverhältnisse, die Einrichtungen der Wohnungen und ähnliches können von massgebendem Einfluss sein. Endlich fehlt bei derartigen Untersuchungen häufig die Kenntnis der Altersbesetzung, die gerade hier fast unentbehrlich ist. Wenn z. B. eine Bevölkerungsgruppe viele Kleinkinder umfasst, so wird aus natürlichen Ursachen die durchschnittliche Steuerabgabe pro Person kleiner sein können, als wo die Kinder weniger zahlreich sind; die summarische Sterblichkeit wird dann schon wegen dieser verschiedenen Alterbesetzung eine verschiedene sein, und wenn man nun zu dem an und für sich glaubwürdigen Schluss gelangt, dass die armen Stadtbezirke eine grössere Sterblichkeit haben als die wohlhabenderen, hat man schliesslich doch keine Bürgschaft dafür, dass der Unterschied nicht bloss formaler Natur ist. Derartige Untersuchungen werden also leicht trügerisch sein können; bald werden die Farben zu dunkel, bald zu hell aufgetragen sein, ohne

dass es in der Regel möglich sein wird, die Grenzen der Fehlerquellen auch nur angenähert zu bestimmen.

Als Beispiel der erwähnten Untersuchungen kann ich den früher citierten Bericht über die Gesundheitsverhältnisse in Braunschweig (vgl. oben p. 469) anführen. Hier hat Reck die Strassen nach dem durchschnittlichen Einkommen auf 5 Wohlstandsklassen verteilt und die folgenden Sterblichkeitskoefficienten ermittelt.

Von 10000 des betreffenden Alters starben jährlich:

Strassen mit einer durchschnittlichen Einnahme:	5—15 J.	15—30 J.	30—50 J.	60—70 J.
bis 75 Thlr.	96	74	140	472
75—100 „	93	59	135	373
100—150 „	80	50	123	382
150—200 „	85	43	129	311
über 200 „	64	42	135	255

Da die Beobachtungsreihe recht klein ist, kann es nicht wunder nehmen, wenn die Ergebnisse etwas schwankend sind; so viel geht jedoch klar hervor, dass die Sterblichkeit in den Strassen mit wohlhabender Bevölkerung im ganzen viel kleiner war, als in denen mit ärmerer, und zwar nicht am wenigsten im Alter 5—15, wo von einem Einfluss des Berufs auf die Sterblichkeit noch kaum die Rede sein kann.

Auch eine Betrachtung der Todesursachen ist auf diesem Felde lohnend. So fand Kőrösy in seinem früher citierten Bericht über die Choleraepidemie in Budapest (vgl. oben p. 470), dass unter den Armen 9 Proz. der Todesfälle der Cholera zuzuschreiben waren, unter den besser Situierten und den Reichen dagegen nur 7 Proz. Da die von Kőrösy gefundene Altersscala aller Wahrscheinlichkeit nach eine verhältnismässig kleinere summarische Cholerasterblichkeit der Armen bedingen würde, so scheint man annehmen zu dürfen, dass die Armut wirklich eine grössere Gefahr mit sich führte, es sei nun wegen Mangels an hygienischer Einsicht oder aus anderen Ursachen. Kőrösy berechnete, dass unter den Tagelöhnern drei Zehntel, unter Leuten, die von ihrem Gelde lebten, nur ein Vierzehntel, und unter dem Gesinde ein Fünftel der Todesfälle auf Cholera entfielen. Aehnlich in Kopenhagen 1853. Hübertz fand für dieses, dass die am niedrigsten besteuerten Bezirke im ganzen eine höhere Sterblichkeit zeigten, als die höchst besteuerten. Natürlich wirken hier auch professionelle Einflüsse mit; so fand Vacher, dass die Cholera in Paris vorzugsweise Waschfrauen, Lumpenhändler, Strassenkehrer, Kloakenarbeiter und ähnliche Berufsklassen heimsuchte[1]), während die günstiger Situierten fast gänzlich verschont blieben[2]).

Interessante monographische Schilderungen der Armenviertel wurden u. a. in England geliefert, z. B. von W. H. Sykes, Guy und Neison (vgl. oben p. 81), die eine Strasse in der Nähe von Oxford Street in London beschrieben, ohne jedoch endgültige Ausdrücke für die Sterblichkeit zu finden. Es geht eben aus diesen Beschreibungen hervor, dass viel Elend den schlechten Wohnungen und übrigen hygienischen Uebelständen zuzu-

---

1) Statistique du cholera de 1865 et 1867 en Europe. Journal de la soc. de stat. IX, 1868.

2) Vgl. mit Rücksicht auf die Todesursachen ferner Kőrösy: Ueber den Zusammenhang zwischen Armut und infektiösen Krankheiten … Zeitschrift für Hygiene 18, 1894, und: Die Sterblichkeit der Haupt- und Residenzstadt Budapest … Berlin 1898.

schreiben ist, deren Wirkung von derjenigen der Armut an sich kaum zu unterscheiden ist.

2. Ein anderes Mittel, die Wirkung der Wohlstandsverhältnisse zu bestimmen, bieten die Erfahrungen bei der Lebensversicherung, wenn man die Versicherten nach der Höhe der Versicherungssumme gruppiert. Auf diesem Punkte liegen z. B. Erhebungen für Deutschland vor. So fand Wiegand für die Lebensversicherungsgesellschaft „Iduna" in Halle (1863 bis incl. 1867 [1])) indem er die Versicherten nach der Höhe der Policen in zwei Gruppen, nämlich 50—200 Thlr. (4147 Todesfälle) und über 200 Thlr. (511 Todesfälle) teilte, die folgenden Ergebnisse.

Von 1000 Personen jedes Alters starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	50—200 Thaler	Ueber 200 Thaler
25	15	11
30	13	14
35	16	13
40	19	13
45	22	19
50	25	20
55	35	24
60	40	33
65	51	44

Die Zahlen können bei einem so begrenzten Material nicht als unbedingt zuverlässig gelten, man gewinnt aber doch den deutlichen Eindruck einer bedeutend höheren Sterblichkeit in der relativ armen Gruppe als in der wohlhabenderen. Einige Störungen dürfte übrigens das Cholerajahr 1866 hervorgebracht haben, wie auch der Umstand in Rechnung zu ziehen ist, dass man vielleicht unwillkürlich die Versicherungsanträge etwas sorgfältiger zu behandeln versucht ist, bei denen es sich um eine grössere, als wo es sich um eine kleinere Summe handelt. Indessen kann man einen eventuellen Fehler dieser letzteren Art wenigstens teilweise neutralisieren, indem man die ersten Versicherungsjahre ausser Betracht lässt. Es ist eine solche Untersuchung von der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha vorgenommen worden [2]) unter Ausschluss der ersten 10 Versicherungsjahre. Wenn in den bezüglichen Zahlen, die hier mitgeteilt werden, die Summe der Todesfälle in den drei Klassen kleiner ist als in der letzten Kolonne, so rührt dies daher, dass die Dauer der Versicherung von dem Augenblicke an gerechnet ist, wo die betreffende Person in die Klasse eintrat, von welcher die Rede ist, während die Versicherungszeit nach der letzten Rubrik von dem Augenblicke datiert, wo die fragliche Person in die Anstalt aufgenommen wurde.

(Siehe Tabelle p. 474.)

Das Resultat dieser Zusammenstellung ist bemerkenswert. Bis zum Alter von 76 Jahren hinauf ist die Sterblichkeit, mit einer einzigen Ausnahme, grösser unter den mit weniger als 3000 Mk. Versicherten, als in der nächsten Klasse. In den folgenden zwei Altersklassen kehrt sich das Verhältnis allerdings um, doch kann, nach dem mittleren Fehler zu urteilen, der Unterschied noch sehr wohl als rein „zufälliger" gelten. Vergleicht man die Sterblichkeit mit derjenigen, die nach Brune's Sterbe-

1) Zeitschr. des preuss. stat. Bureaus 1869.

2) Emminghaus: Mittheilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeits-Statistik der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha 1829 bis 1878. Weimar 1880.

Alter (Jahre)	Unter 3000 M.		3000 bis 6000 M.		Ueber 6000 M.		Im Ganzen	
	Todes-fälle	Sterblich-keits-prozente	Todes-fälle	Sterblich-keits-prozente	Todes-fälle	Sterblich-keits-prozente	Todes-fälle	Sterblich-keits-prozente
36—	63	1,11	65	0,98	31	1,45	181	1,09
41—	161	1,21	251	1,27	75	1,06	517	1,15
46—	327	1,64	473	1,52	164	1,33	1026	1,49
51—	459	2,07	689	1,90	293	1,92	1519	1,95
56—	625	3,09	896	2,72	419	2,86	2015	2,84
61—	710	4,37	1100	4,13	515	4,29	2386	4,22
66—	736	6,38	1162	6,27	581	6,99	2503	6,45
71—	595	9,26	881	8,83	452	10,10	1929	9,22
76—	344	13,25	539	13,51	221	13,00	1104	13,32
81—86	133	17,66	219	19,98	107	21,73	459	19,60
Zusammen	4153	—	6275	—	2858	—	13 639	—

tafel zu erwarten wäre, so gelangt man zu dem Ergebnis, dass in der ersten Klasse die beobachtete Sterblichkeit 958, in der zweiten 909 pro mille der erwarteten beträgt, und wenn man die ganze Versicherungszeit heranzieht, 909 bezw. 845. Es ist nach diesen Ermittelungen wahrscheinlich, dass die Inhaber der mittelgrossen Policen gesunder sind, als die der kleineren.

Anders mit den grösseren Summen. Hier erhält man nach Brune's Tafel für Versicherungen, die über 10 Jahre dauerten, 952 pro mille, für sämtliche Versicherungsjahre 854, und in den meisten Altersklassen ist die Sterblichkeit höher als in der mittleren Gruppe. Nun ist allerdings die Beobachtungsreihe hier erheblich kleiner und ein definitiver Beweis einer Uebersterblichkeit ist keineswegs erbracht, wenngleich diese viel Wahrscheinliches hat.

Um die gefundenen Zahlen richtig zu verstehen, darf übrigens nicht vergessen werden, dass die Berufssterblichkeit mit im Spiele ist; Landwirte und Handeltreibende haben z. B. durchschnittlich höhere Summen versichert als Gewerbetreibende, Aerzte höhere als Geistliche, und die kleinen Versicherungen werden u. a. von Bergleuten und Bergbeamten, vom Betriebspersonal im Transportgewerbe u. s. w. gesucht, Gewerbe, in denen der Einfluss des Berufs auf die Sterblichkeit sehr deutlich hervortritt. Endlich mögen auch die höheren Versicherungssummen nicht selten mit schlechten ökonomischen Verhältnissen im Zusammenhang stehen, indem z. B. die Policen als Pfand für Schulden dienen sollen.

Um die Wirkung der Berufssterblichkeit zu neutralisieren, kann man, wo hinreichend viele Beobachtungen vorliegen, statt der Männersterblichkeit die Sterblichkeit der versicherten Frauen untersuchen.

Ein derartiger Versuch wurde von der grossen deutschen Versicherungsgesellschaft Germania unternommen[1]), indem die versicherten

1) Untersuchungen über die Sterblichkeit unter den Versicherten der „Germania“, Lebensversicherungs-Actien-Gesellschaft zu Stettin. Berlin 1897. Vereinsblatt für Deutsches Versicherungswesen Mai-Juni-Juli 1897.

Frauen (mit im ganzen 11 806 Todesfällen) danach unterschieden wurden, ob die Versicherungssumme über oder unter 2000 Mk. betrug. Das Ergebnis war nach der Höhe wesentlich ein negatives; allerdings kann man einen Unterschied konstatieren, und zwar nach 46 Jahren zu Gunsten der mit kleineren Summen Versicherten, bis 45 in umgekehrter Richtung, aber eine Berechnung des mittleren Fehlers bringt keine Gewissheit, dass man es mit mehr als zufälligen Abweichungen zu thun hat. So ergeben sich bei Zugrundelegung der Erfahrungen betr. beide Gruppen für Frauen mit mindestens 2000 Mk. Versicherungssumme bis zu 45 Jahren 651 berechnete und 628 beobachtete Sterbefälle, von 46 Jahren und darüber 626 bezw. 675. Dagegen wurde unter den Männern eine recht deutliche Uebersterblichkeit für Versicherungen unter 2000 Mk. gefunden, nur ist zu bedenken, dass bei Antragstellern dieser Gruppe eine zwar vollständige, aber doch nicht in jeder Beziehung so eingehende ärztliche Untersuchung verlangt wird, wie bei Antragstellern einer Versicherung von 2000 Mk. oder darüber.

Eine entsprechende Untersuchung wurde für Schottland von G. C. Stenhouse ausgeführt[1]), indem er die Erfahrungen der „Scottish Widows Fund and Life Assurance Society" behandelte. Bei der allgemein verbreiteten Beteiligung der englisch sprechenden Bevölkerungen an der Lebensversicherung handelt es sich hier um grössere Versicherungssummen als in Deutschland, und man darf wohl auch nicht annehmen, dass die Abstufung der höheren Versicherungssummen in England derselben gesellschaftlichen Schichtung entspricht wie die der niedrigeren in Deutschland. Die Hauptergebnisse sind in der folgenden Tafel enthalten.

Alter (Jahre)	500 £ und darunter		Ueber 500 bis 3000 £		Ueber 3000 £	
	Lebensjahre	Todesfälle	Lebensjahre	Todesfälle	Lebensjahre	Todesfälle
	Erste 5 Versicherungsjahre					
6–14	69,0	0	52,0	0	6,5	0
15–19	870,0	4	317,5	0	25,5	0
20–24	6 969,5	33	2 063,5	3	225,5	0
25–29	20 543,5	85	8 050,0	27	929,0	1
30–34	24 373,5	121	11 296,5	40	1 262,5	5
35–39	19 302,0	118	9 436,0	43	963,5	2
40–44	12 598,0	93	7 028,0	40	876,0	1
45–49	7 871,5	66	4 239,5	27	683,0	6
50–54	4 844,0	41	2 686,5	17	542,5	6
55–59	2 370,0	38	1 330,5	25	304,5	11
60–64	1 191,5	34	606,5	7	109,0	2
65–69	455,0	15	233,0	10	26,5	1
70–74	108,5	4	86,5	3	3,5	1
75–79	29,5	4	7,0	0	3,0	0
80–84	5,0	1	7,0	1	—	
Zusammen	101 600,5	657	47 440,0	243	5 960,5	36

1) The Mortality among Assured Lives viewed in relation to the Sums at Risk. Transactions of the Actuarial Society of Edinburgh, II, 1891 (read 1889).

Alter (Jahre)	500 £ und darunter		Ueber 500 bis 3000 £		Ueber 5000 £	
	Lebens-jahre	Todesfälle	Lebens-jahre	Todesfälle	Lebens-jahre	Todesfälle
	Ueber 5 Versicherungsjahre					
6—14	10,0	0	8,5	0	1,0	0
15—19	60,5	0	42,0	0	8,0	0
20—24	673,5	7	338,5	1	33,0	0
25—29	5 180,5	46	2 192,0	13	239,5	0
30—34	16 806,5	123	8 430,5	42	1 095,0	6
35—39	27 053,0	235	15 253,0	115	1 995,5	6
40—44	30 389,5	329	18 640,0	158	2 404,5	21
45—49	28 165,0	332	18 927,0	181	2 596,5	25
50—54	23 891,5	375	17 115,5	248	2 652,5	42
55—59	19 012,5	474	14 501,0	294	2 504,0	46
60—64	13 722,0	448	11 131,5	360	1 961,5	65
65—69	8 931,0	398	7 711,0	339	1 401,0	58
70—74	5 060,0	356	4 677,5	324	802,5	48
75—79	2 322,0	223	2 298,0	224	400,5	39
80—84	802,5	111	850,0	125	142,0	22
85—89	218,0	55	205,0	42	35,0	5
90 u. darüber	25,0	6	28,0	10	8,0	4
Zusammen	182 323,0	3 518	122 349,0	2 476	18 280,0	387

Berechnet man nun aus diesen Zahlen eine Sterbetafel für jede der beiden nach Versicherungsdauer unterschiedenen Gruppen und ermittelt man nach dieser für jede Grössenkategorie die erwartungsmässigen Sterbefälle, so gelangt man schliesslich zu dem nachfolgenden Hauptergebnis:

	Alter (Jahre)	500 £ und darunter		Ueber 500 bis 3000 £		Ueber 3000 £	
		Todesfälle nach					
		Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung
Erste 5 Versicherungsjahre	Unter 35 .	218,2	243	90,6	70	10,2	6
	35—65 . .	358,9	390	189,2	159	28,9	28
	65 u. darüber	24,7	24	13,9	14	1,4	2
	Zusammen	601,8	657	293,7	243	40,5	36
Ueber 5 Versicherungsjahre	Unter 35 .	154,4	176	73,8	56	9,8	6
	35—65 . .	2063,2	2193	1462,6	1356	228,2	205
	65 u. darüber	1139,5	1149	1063,0	1064	186,5	176
	Zusammen	3357,1	3518	2599,4	2476	424,5	387

Sowohl für die erst kurze Zeit wie für die länger bestehenden Versicherungen ergiebt sich also, dass die kleinen Versicherungssummen mit einer etwas höheren Sterblichkeit verbunden sind, als die grösseren, und wenigstens die älteren Versicherungen dürften ein hinlänglich umfangreiches Material bilden, um recht zuverlässige Schlüsse zu begründen, falls die Beobachtungen sonst als homogen gelten können, z. B. alle Versicherungsanträge gleich streng behandelt sind. Eine Reaktion zu Ungunsten der Höchstversicherten hier scheint nicht nachweisbar zu sein.

3. Eine dritte Methode zur Bestimmung des Einflusses des grösseren oder geringeren Wohlstandes besteht darin, dass man nach der Volkszählung diejenigen Berufe zusammenfasst, welche im ganzen derselben Wohlstandsklasse angehören, und die so gefundenen Zahlen mit den Anzahlen der Todesfälle in denselben Gruppen vergleicht. Eine derartige Untersuchung wurde, wie schon oben p. 401 hervorgehoben, für die Dubliner Bevölkerung von Grimshaw durchgeführt[1]), indem er die Sterbefälle von 1883—85 mit der für 1884 berechneten Volkszahl verglich. An und für sich schliesst die Berechnung der Volkszahl auf Grundlage des Census von 1881 einige Unsicherheit ein. Ferner dürfte die Gruppenteilung nicht ganz einwandfrei sein, indem z. B. in der untersten (ersten) Klasse der Gesellschaft Bewohner der Armenhäuser mit Polizisten, Briefträgern, Gesinde, Kutschern und Tagearbeitern zusammengefasst werden. Am zuverlässigsten sind wohl die Zahlen betreffend die vierte Gruppe (liberale Professionen, Beamte, grössere Fabrikanten und Kaufleute, Kapitalisten) gegenüber der dritten (Kontoristen, Gehilfen im Handel, selbständige Kaufleute, die nicht als Kleinhändler (petty shopkeepers) bezeichnet werden konnten u. s. w.) und der zweiten (Handwerker, Facharbeiter, Kleinhändler), doch jedenfalls mit Ausnahme der ältesten, sehr umfassenden Altersklasse.

Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich:

Alter (Jahre)	1. Gruppe	2. Gruppe	3. Gruppe	4. Gruppe
5—20	11	9	8	3
20—40	16	12	14	7
40—60	37	24	29	13
60 und darüber	110	61	154	53

Die vierte Gruppe (die obersten Schichten der Gesellschaft) hat also nach diesen Beobachtungen eine günstige Sterblichkeit den übrigen gegenüber.

Besser gelungen dürften die Untersuchungen von Th. Sörensen sein, welcher die dänische Stadtbevölkerung in drei Gruppen zerlegte[2]); in der ärmsten hat er u. a. Arbeiter, Gesinde, Personen in Armenpflege zusammengefasst, in der zweiten subalterne Beamte und Offiziere, Lehrer, Kontoristen, Handelsgehilfen, Kleinhändler, Handwerksmeister, in der dritten endlich höhere Beamte und Offiziere, Aerzte, Anwälte, Grosshändler, Rentiers u. s. w. Diese Teilung führte er nun durch, indem er die offizielle Volkszählung von 1870 (1. Februar) und die Totenscheine von 1865—74 bearbeitete; die Sterblichkeitskoeffizienten fand er, indem er die 10fache Volkszahl als angenähert richtigen Ausdruck der durchlebten Zeit auffasste. Im ganzen lagen für Kopenhagen 20 847 Todesfälle vor, für die Provinzialstädte 22 129.

Er fand nun in dieser Weise die nachstehenden Hauptergebnisse:

(Siehe Tabelle p. 478.)

Mit wenigen Ausnahmen hat also die erste Gruppe eine höhere Sterblichkeit als die zweite, diese wiederum eine höhere als die dritte. Bei den Männern ist selbstverständlich auch der Beruf von Einfluss;

---

1) Humphreys: On Class Mortality Statistics. Journ. Stat. Soc., L, 1887, p. 265 f.

2) De ökonomiske Forholds og Beskjæftigelsens Indflydelse paa Dödeligheden, I—II. Kjöbenhavn 1884—85.

Von 10 000 starben jährlich:

Alter (Jahre)	Kopenhagen			Provinzialstädte		
	1. Gruppe	2. Gruppe	3. Gruppe	1. Gruppe	2. Gruppe	3. Gruppe
	Männer					
20—25	79	76	40	73	64	—
25—35	96	73	58	75	61	61
35—45	191	102	92	133	85	66
45—55	356	173	159	245	156	122
55—65	642	365	312	382	287	254
65—76	1060	725	565	790	653	533
75 und darüber	2071	1731	1393	1756	1419	1132
	Frauen					
20—25	72	59	44	51	72	66
25—35	77	66	80	79	82	72
35—45	134	84	78	98	79	75
45—55	204	97	104	135	105	87
55—65	380	163	174	238	168	175
65—75	771	385	433	546	461	347
75 und darüber	1927	982	1203	1557	1209	1060

weniger gilt dies für die Frauen, die übrigens schwieriger nach Gesellschaftsklasse zu trennen sind, wodurch einige Unsicherheit entsteht.

Zieht man die einzelnen Todesursachen in Betracht, so gelangt man zum folgenden Ergebnis.

Von 10 000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich an Tuberkulose:

Alter (Jahre)	Kopenhagen				Provinzialstädte			
	Männer		Frauen		Männer		Frauen	
	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe
20—25	43	34	19	26	33	37	21	34
25—35	45	33	26	27	31	30	32	35
35—45	60	31	40	24	36	23	33	27
45—55	88	34	44	22	48	29	28	24
55—65	133	44	45	22	53	33	28	21
65 u. darüb.	106	29	45	13	60	20	31	19

Im ganzen zeigt sich bei den Männern eine viel höhere Tuberkulosesterblichkeit der Arbeiter als der besser Situierten; etwas Aehnliches gilt für die Frauen, mit Ausnahme der jüngeren Altersklassen. Hier soll nur bemerkt werden, dass die Beobachtungen häufig dem mittleren Fehler gegenüber nicht zahlreich genug sind, um in jedem einzelnen Falle zuverlässige Schlüsse zu begründen.

Will man die zweite und dritte Wohlstandsgruppe trennen, so kann man, um grössere Zahlen zu erlangen, die erwartungsmässige Sterblichkeit berechnen unter Zugrundelegung der gemeinschaftlichen Sterblichkeitskoeffizienten. Man erhält dann:

	Männer				Frauen			
	2. Gruppe		3. Gruppe		2. Gruppe		3. Gruppe	
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
Kopenhagen	579	498	183	264	450	417	193	227
Provinzialstädte	596	550	108	148	663	630	169	197
Zusammen	1175	1048	291	412	1113	1047	362	424

Die Sterblichkeit an Tuberkulose ist somit bedeutend höher unter den weniger gut Situierten (zweite Gruppe), als in der dritten Gruppe.

Auch bei den Krankheiten im Luftwege sind erhebliche Verschiedenheiten zu beobachten. Diese Krankheiten bilden mit der Tuberkulose zusammen die Hauptfeinde der Armen. Die nachstehende Tafel mag dies verdeutlichen.

Von 10 000 Personen starben jährlich an Krankheiten im Luftwege:

Alter (Jahre)	Kopenhagen				Provinzialstädte			
	Männer		Frauen		Männer		Frauen	
	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe
20—35	7	5	4	3	5	5	3	3
35—45	28	10	12	5	17	9	7	5
45—55	58	19	26	10	35	18	17	12
55—65	121	54	65	27	59	41	36	28
65—75	215	108	167	80	129	103	108	87
75 und darüber	349	224	282	160	314	228	207	205

Im ganzen hat die erste Gruppe eine bedeutend höhere Sterblichkeit an diesen Krankheiten, als die zweite und dritte Gruppe.

Für jede der letzteren hat man Todesfälle nach

	Berechnung	Beobachtung	Berechnung	Beobachtung
	2. Gruppe		3. Gruppe	
Männer	887	974	378	294
Frauen	882	888	386	380
Zusammen	1769	1862	764	674

Die Männer der zweiten Gruppe scheinen also mehr diesen Krankheiten ausgesetzt zu sein, als die der dritten, wogegen der Unterschied bei den Frauen belanglos ist.

Anders steht es mit den epidemischen Krankheiten; rücksichtlich dieser ergeben sich, wie die nachstehende Tafel zeigt, keine wesentlichen Verschiedenheiten zwischen den einzelnen Klassen, nur muss bemerkt werden, dass keine Choleraepidemie in die Beobachtungsperiode fiel.

Von 10000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich an epidemischen Krankheiten:

Alter (Jahre)	Kopenhagen				Provinzialstädte			
	Männer		Frauen		Männer		Frauen	
	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe
20—25	5	6	20	11	8	9	11	17
25—35	8	7	17	17	5	5	12	14
35—45	11	12	18	13	7	6	11	9
45—55	15	11	13	7	7	6	6	6
55—65	24	11	21	9	10	8	5	3
65 u. darüb.	14	25	17	13	11	18	14	11

Trotz der vielen Unregelmässigkeiten wegen der starken Begrenztheit des Materials gewinnt man doch den Eindruck, dass die epidemischen Krankheiten die sonst bevorzugten Klassen nicht besonders verschonen. Unterscheidet man die 2. und 3. Gruppe, so erhält man für Männer zusammen in der 2. Gruppe 306 berechnete Todesfälle und genau ebensoviele beobachtete, in der 3. Gruppe 127 bezw. 130, also ebenfalls fast dieselben Zahlen; für Frauen hat man in der 2. Gruppe 426 beobachtete, 447 erwartete Fälle, in der 3. 216 bezw. 194. Das hier gefundene Resultat stimmt nicht übel mit den für Kleinkinder, namentlich mit Rücksicht auf Diphtherie gemachten Erfahrungen überein.

Auch die Krankheiten des Nervensystems oder der Blutcirkulationsorgane scheinen nicht wesentlich häufiger unter Arbeitern als in besser situierten Gesellschaftsklassen zu sein, wie dies aus der folgenden Uebersicht erhellen wird.

Von 10000 starben jährlich:

Alter (Jahre)	Krankheiten des Nervensystems				Krankheiten der Blutcirkulationsorgane			
	Kopenhagen		Provinzialstädte		Kopenhagen		Provinzialstädte	
	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe	1. Gruppe	2. u. 3. Gruppe
	Männer							
20—35	5	2	4	4	2	3	2	3
35—45	13	8	9	7	8	5	5	5
45—55	19	18	16	16	19	12	9	10
55—65	75	57	32	42	28	35	16	22
65—75	138	106	80	93	47	55	31	68
75 u. darüb.	159	154	119	130	79	76	44	71
	Frauen							
20—35	3	2	4	3	2	3	3	4
35—45	9	5	5	5	8	7	6	5
45—55	16	11	11	10	14	9	9	8
55—65	45	23	25	22	31	16	22	18
65—75	94	58	58	60	70	45	39	47
75 u. darüb.	158	96	109	124	100	84	72	58

Die Differenzen sind zumeist nicht grösser, als dass sie sich aus zufälligen Ursachen erklären lassen. Bei Zusammenfassung beider Geschlechter erhält man für die 2. und 3. Gruppe:

Anzahl der Todesfälle nach:

	Berechnung	Beobachtung	Berechnung	Beobachtung
	Zweite Gruppe		Dritte Gruppe	
Krankheiten des Nervensystems . .	1470	1344	611	716
„ der Blutcirkulationsorgane	1002	998	431	442

Die Nervenkrankheiten sind also vielleicht sogar ein wenig häufiger in den bestgestellten Gesellschaftsklassen, während man für die Blutcirkulationsorgane fast keinen Unterschied wahrnehmen kann.

Auch die Krankheiten der Unterleibsorgane treten in der Arbeiterklasse nicht besonders häufig auf. Dasselbe gilt für die krebsartigen Krankheiten, die allerdings nur für die Provinzialstädte behandelt worden sind. Von 10000 starben jährlich:

Alter (Jahre)	Krankheiten der Unterleibsorgane				Krebsartige Krankheiten	
	Kopenhagen		Provinzialstädte			
	1. Gruppe	2. bis 3. Gruppe	1. Gruppe	2. bis 3. Gruppe	1. Gruppe	2. bis 3. Gruppe
Männer:						
15—35	7	5	4	3	1	1
35—45	14	12	9	10	3	2
45—55	29	27	19	19	16	10
55—65	59	53	40	37	35	32
65—75	110	105	66	77	67	73
75 u. darüber	175	181	119	203	58	53
Frauen:						
15—35	12	7	7	8	1	1
35—45	17	9	8	11	10	5
45—55	26	15	16	12	24	16
55—65	44	19	27	27	42	31
65—75	75	48	50	52	63	55
75 u. darüber	113	71	69	65	41	46

Nur für einzelne Altersklassen erhält man Zahlen, die unter Berücksichtigung des mittleren Fehlers einen hinlänglichen Beweis für eine höhere Sterblichkeit in den ärmeren Klassen geben. Bei Trennung der 2. bis 3. Gruppe ergiebt sich ebenfalls kein erheblicher Unterschied. Die Anzahl der Todesfälle war nach

	Berechnung	Beobachtung	Berechnung	Beobachtung
	Zweite Gruppe		Dritte Gruppe	
Krankheiten der Unterleibsorgane	1557	1575	667	647
Krebsartige Krankheiten . . .	641	651	188	181

Auch für die Landbevölkerung verfügt man über einzelne Beobachtungen betreffend die Sterblichkeit nach Gesellschaftsklasse. So fanden Rubin und ich durch Bearbeitung der Volkszählung von 1880 und der Todtenscheine (zusammen 18088) von 1876—83, verbunden mit genauen Nachforschungen nach den einzelnen Individuen an Ort und

Stelle[1]) für Fünen, dass die Sterblichkeit der Kapitalisten in den höheren Lebensjahren sehr günstig war; in den jüngeren zeigen dieselben eine Uebersterblichkeit, was vielleicht darauf zurückzuführen ist, dass Personen, welche ihren Beruf früh aufgeben, dies öfters wegen Krankheit thun. Für die Rittergutsbesitzer und dergl. waren die Beobachtungen zu begrenzt und teilweise zu unsicher, um zuverlässige Schlüsse zuzulassen. Für die eigentlichen Landwirte kamen wir zu dem Ergebnis, dass die Grösse des landwirtschaftlichen Besitzes keinen wesentlichen Einfluss übt; wenn die betreffenden nur Land genug hatten, um eine Kuh halten zu können, war kein merkbarer Unterschied vorhanden. Dasselbe galt für die eigentlichen Feldarbeiter im Alter der Berufsthätigkeit, während sie sich in der Jugend wie im Alter etwas mehr dem Tode ausgesetzt zeigten. Hier ist nun allerdings eine bedeutende Schwierigkeit zu überwinden, die aus den Wanderungen der Dienstboten entspringt. Sowohl die Hüfner wie die Halbhüfner und die Feldarbeiter geben offenbar ein grosses Kontingent zu dieser Klasse ab, um dasselbe später, wenigstens zum Teil, zurück zu erhalten. Es würde diese Wanderung belanglos sein, wenn nicht das Gesinde eine auffallend niedrige Zahl von Todesfällen hätte, vielleicht zum guten Teile, weil die Kränklichen zu Hause bleiben und die krank Gewordenen häufig ihren Dienst aufgeben und zu Hause sterben, wo sie dann leicht der Klasse zugerechnet werden, der sie ursprünglich angehörten. Mit Annäherung kann man jedoch die Zahlen der Lebenden jeder Klasse auf eine entsprechende Anzahl von Todesfällen reduzieren, wodurch die Sterblichkeitskoëfficienten für 15—35 Jahre aller Wahrscheinlichkeit nach einigermassen richtig werden; ausserhalb dieser Altersstrecke ist die genannte Fehlerquelle belanglos. Man erhält nun durch eine solche Bearbeitung die untenstehende Tafel, die übrigens teilweise schon im 10. Kapitel (p. 396) benutzt worden ist. Zum Verständnis der betreffenden Fehlerquelle soll nur angeführt werden, dass die Sterblichkeit der Feldarbeiter ohne die Korrektur im Alter 20—25 0,99 Proz. war, im Alter 15—20 sogar 2,95, wogegen man nach der Korrektur 0,60 bezw. 0,40 erhält, Zahlen, die weit besser in Einklang mit den übrigen stehn.

Fünen 1876—83. Von 10000 starben jährlich:

Alter (Jahre)	Die ganze Landbevölkerung	Hüfner	Halbhüfner	Hüfner und Halbhüfner zusammen	Feldarbeiter
			Männlich:		
5—10	67	66	66	66	95
10—15	42	45	50	47	43
15—20	42	48	36	42	40
20—25	65	64	57	61	60
25—35	54	49	45	47	48
35—45	64	62	72	66	58
45—55	98	94	106	99	96
55—65	194	182	206	193	206
65—75	481	509	456	481	518
75—85	1160	1227	1151	1189	1445
85 u. darüber	2840	2896	2694	2800	3214

1) Landbefolkningens Dödelighed i Fyens Stift. 1886, vgl. oben p. 108, 396.

Alter (Jahre)	Die ganze Landbevölkerung	Hüfner	Halbhüfner	Hüfner und Halbhüfner zusammen	Feldarbeiter
			Weiblich:		
5—10	74	67	89	76	99
10—15	52	40	73	55	63
15—20	57	55	64	59	68
20—25	63	85	54	72	64
25—35	69	76	72	74	75
35—45	80	80	96	88	89
45—55	93	100	114	107	88
55—65	176	181	191	186	183
65—75	469	500	480	490	478
75—85	1052	1127	1074	1100	1135
85 u. darüber	2451	2580	2572	2576	2750

Im Alter 5—10 ist, wie wir schon gesehen haben, die Sterblichkeit in der Klasse der Feldarbeiter gross, später aber gleichen sich die Zahlen stark aus, namentlich beim weiblichen Geschlecht. Die alten männlichen Feldarbeiter haben dagegen eine recht hohe Sterblichkeit. Berechnet man die erwartungsmässigen Sterbefälle in allen Altersklassen nach der Sterbetafel für alle drei Klassen zusammen, dann ergiebt sich, nachdem man noch die Korrektion wegen des Gesindes angebracht hat, das Folgende:

	Anzahl der Todesfälle nach							
	Erfahrung				Erwartung			
	5—35 Jahre	35—65 Jahre	65 J. u. darüber	Zus.	5—35 Jahre	35—65 Jahre	65 J. u. darüber	Zus.
Hüfner-Männer	490	654	1289	2433	553	691	1271	2515
Halbhüfner-Männer	401	608	1212	2221	453	573	1290	2316
Feldarbeiter-Männer	421	406	482	1309	415	404	422	1241
Hüfner-Frauen	635	648	1330	2613	782	677	1317	2776
Halbhüfner-Frauen	544	697	1350	2591	553	649	1379	2581
Feldarbeiter-Frauen	540	513	606	1659	534	532	590	1656

Die männlichen Feldarbeiter über 65 Jahre weisen also 422 berechnete gegen 482 beobachtete Todesfälle auf; dagegen ist der Unterschied für die Frauen nicht gross genug, um Beweiskraft zu haben. Sonst findet man keine auffallenden Verschiedenheiten.

4. Die verschiedene wirtschaftliche Lage innerhalb der dänischen, im ganzen verhältnismässig gut situierten bäuerlichen Bevölkerung scheint nach dem Entwickelten keinen grossen Einfluss zu üben. Dagegen begegnet man auf der untersten Stufe der Gesellschaft, bei den Personen in Armenversorgung eigentümlichen Verhältnissen. Wenn man die erwartungsmässigen Todesfälle auf Grundlage der für die ganze Landbevölkerung geltenden Tafel berechnet, ergeben sich folgende Zahlen:

Personen in Armenversorgung:

Alter (Jahre)	Männlich		Weiblich	
	Anzahl der Todesfälle nach			
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
5—15	22	26	37	30
15—35	39	5	35	11
35—65	147	41	170	97
65 und darüber	447	423	653	698
Zusammen	655	495	895	836

Wie man sieht, enthalten die Zahlen für 5—15 Jahre nichts Auffallendes; die Sterblichkeit weicht kaum von der allgemeinen ab. Anders nach dem 15. Jahre. Es geht nun offenbar eine grosse Abwanderung aus den Armenhäusern vor sich; während 1880 die Zahl der 10—15 jährigen 577 war, war die der 15—20 jährigen nur 52. Selbstverständlich fällt dies mit einer Auslese zusammen; die Kranken und Elenden bleiben, während die Kräftigen ihr Glück in der Welt versuchen; hierzu kommt, dass der Bevölkerung der Armenhäuser fortan die verkommenen Existenzen zutreten, Leute, die wegen Gebrechlichkeit oder Trunksucht ihr Brot nicht verdienen können. Besonders werden die Männer häufig wegen Trunksucht dem Armenhaus überwiesen; dies galt 1871—80 in Fünen für 1166 Männer unter 3450, also für ein Drittel[1]), während von den Frauen nur 253 unter 3048 wegen Trunksucht der Armenversorgung verfielen, und unter diesen 253 wahrscheinlich viele nicht wegen eigener, sondern wegen Trunksucht ihres Versorgers. Kein Wunder daher, dass die Sterblichkeit namentlich unter Männern im arbeitsfähigen Alter so übergross ist, während die Frauen wohl auch eine hohe Sterblichkeit haben, aber doch bei weitem nicht in demselben Masse. Im Alter über 65 endlich hat man die Invaliden der Arbeit vor sich, und es ist recht interessant, dass die Sterblichkeit nun einigermassen normal wird, ja man könnte versucht sein, die Frage, ob nicht gar die Emancipation der alten Frauen von der Arbeit, wie sie das Armenhaus mit sich bringt, eine Verbesserung der Gesundheitsverhältnisse bewirkt, zu bejahen.

Im ganzen erhält man also von den dänischen Armenpflegeanstalten einen günstigen Eindruck; die Armut an sich scheint nur, wo sie mit sonstigen elenden Verhältnissen zusammenkommt, einen verhängnisvollen Einfluss zu üben; betrübend ist dagegen die beiläufig gefundene Thatsache, dass nach den hier behandelten Beobachtungen mehr als ein Viertel der über 55 jährigen Häusler im Armenhaus endete.

Für England hat Hodgson die Sterblichkeit der Kinder der Geistlichen untersucht und dieselbe mit derjenigen der Kinder von armen, im St. Peters-Kirchspiel auf der Insel Thanet wohnenden Eltern (1838—56) verglichen[2]). Für die Kinder der Geistlichen fand er im Alter 0—5 eine Sterblichkeit gleich 23 pro mille, im Alter 5—15 gleich 5 und im Alter 15—25 gleich 10 pro mille. Für die Armen zeigt sich, wenn

1) Beretning til Finansministeriet om Drikfældighedsforholdene i Danmark. Statistiske Meddelelser 3 R 4. Kjöbenhavn 1882.

2) Observations in Reference to Duration of Life amongst the Clergy of England and Wales, with a Supplement by Samuel Brown. London 1865. Vgl. einige Berichtigungen von Bowser: Notes on the Observations etc. und Brown's nachfolgender Brief (Ass. Mag. XVII, 1873).

man, unter Trennung der Geschlechter, etwas detailliertere Zahlen für die Kinder der Geistlichen zur Berechnung der erwartungsmässigen Gestorbenen benutzt, als Ergebnis, dass unter 5 Jahren 307 Todesfälle eintrafen gegen 176 erwartete, zwischen 5 und 15 dagegen 175 gegen 203 nach Erwartung; für das zarte Kindesalter — welches uns ja übrigens hier nichts angeht — ist die nachteilige Wirkung der Armut also sehr deutlich, während später eher das Gegenteil gilt. Dies stimmt nicht übel mit den Ergebnissen für Dänemark überein; doch dürfen wir nicht übersehen, dass hier nicht von Armen in derselben Bedeutung des Wortes die Rede ist, und dass mehrere störende Ursachen im englischen Material wahrscheinlich nicht neutralisiert worden sind.

5. Eine eigentümliche sociale gesellschaftliche Stellung nimmt das Gesinde ein, eine Klasse, die, wie oben erwähnt, sich zum grössten Teil aus anderen Gesellschaftsklassen rekrutiert, um in diese öfters nach einigen Dienstjahren wieder zurückzukehren. Diese fliessenden Verhältnisse erklären die ausserordentliche Schwierigkeit, zu einigermassen richtigen Schlussfolgerungen betreffend die Gesundheitsverhältnisse des Gesindes zu gelangen. Nicht einmal das Studium der Todesursachen hilft darüber hinweg, weil die chronischen Krankheiten sich der Beobachtung entziehen und die Verteilung der Todesfälle nach Krankheitsursachen also unzutreffend ist.

Nach den Erfahrungen für Fünen, die übrigens auf genauen individuellen Nachforschungen beruhen, kann man annehmen, dass etwa mit dem Alter 35—45 die Wanderungen aufhören, eine störende Fehlerquelle zu bilden. Die Volkszählung von 1880 ergab z. B. für männliches Gesinde im Alter 55—65 fast dieselbe Zahl wie im Alter 45—55. Dagegen erscheinen die Reihen der Dienstboten nach dem 75. Jahre ausserordentlich gelichtet, was ja recht naheliegende Ursachen hat, und man darf wohl annehmen, dass einige Todesfälle in Armenhäusern und anderswo auf das Conto alter Dienstboten zu setzen sind. Berechnet man die erwartungsmässigen Todesfälle, so ergiebt sich Folgendes:

Gesinde in der Landbevölkerung Fünens. Anzahl der Todesfälle 1876—83:

Alter (Jahre)	Männlich		Weiblich	
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
5—15	13	55	9	43
15—35	343	442	355	568
35—45	34	33	44	42
45—65	79	94	36	40
65—75	40	75	15	20
75 und darüber	10	21	3	10
Zusammen	519	720	462	723

Nimmt man an, dass sich diese Erfahrungen für das Alter 45—75 wenigstens als Fingerzeige für eine Beurteilung des Gesundheitszustandes verwenden lassen, so darf man behaupten, dass die Sterblichkeit des Gesindes sich unter dem Durchschnitt hält; für die übrigen Altersklassen sind positive Ergebnisse nicht zu erwarten.

Auch Sörensen fand für die dänische Stadtbevölkerung eine sehr niedrige Sterblichkeit der Dienstboten. Indem er unter Zugrundelegung der

Sterblichkeit der Arbeiterbevölkerung die erwartungsmässigen Sterbefälle berechnete, fand er die folgenden Zahlen.

Alter (Jahre)	Männlich				Weiblich			
	Kopenhagen		Provinzialstädte		Kopenhagen		Provinzialstädte	
	Anzahl der Todesfälle nach							
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
20—25	98	192	135	186	203	586	236	450
35—55	73	128	56	108	74	218	48	74
55 u. dar.	24	37	40	47	30	103	11	17
Zusammen	195	357	231	341	307	907	295	541

Es wäre bedenklich, aus diesen Zahlen Schlüsse zu ziehen. Was die Todesursachen betrifft, so verdient hervorgehoben zu werden, dass Todesfälle, welche auf Trunksucht zurückgeführt werden konnten, selten waren, wogegen die Häufigkeit der Unglücksfälle und Selbstmorde ungefähr dem Durchschnitt in der Arbeiterbevölkerung entsprach.

Die Fehlerquelle der Wanderungen wurde von Sippel (vergl. oben p. 107, 135) behandelt. Er gelangte durch genaue Nachforschungen zu dem Ergebnis, dass im Laufe der letzten 5 Jahre der Beobachtungszeit 10 Mitglieder des Bamberger Dienstboteninstituts nach Verlassen des Krankenhauses in ihrer Heimat verstorben waren. Hierunter waren 7 Tuberkulöse. Nach diesen Beobachtungen würde sich die Sterblichkeit des weiblichen Gesindes um den vierten Teil höher stellen; trotzdem bliebe die Sterblichkeit sehr gering. Nach der allgemeinen Sterblichkeit in Bamberg 1862—85 stellen sich nämlich für 1844—85 die thatsächlichen Sterbefälle im Vergleich zu den erwartungsmässigen, wie folgt:

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle der			
	männlichen Dienstboten		weiblichen Dienstboten	
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
15—31	39	55	119	409
31—51	69	103	107	164
51—71	49	63	80	157
71 und darüber	6	7	16	29
Zusammen	163	228	322	759

Diese Zahlen entsprechen sehr gut den Beobachtungen für Dänemark.

Der englischen offiziellen Statistik entnehme ich die folgenden Beobachtungen für männliches Gesinde[1]) (Domestic Indoor Servants).

(Siehe Tabelle p. 487.)

Die Sterblichkeit ist also auch nach diesen Beobachtungen verhältnismässig klein. Nach den Volkszählungsergebnissen dürfte der Berufswechsel nach dem 45. Lebensjahr aufhören von Belang zu sein; trotzdem bleibt auch dann die Sterblichkeit eine geringe. Auffallend ist, dass die Phthisis-Todesfälle keineswegs selten sind, wie man dies annehmen müsste,

1) Vgl. Supplement to the Fifty-Fifth Annual Report of the Registrar-General of Births, Deaths and Marriages, 1897, II, p. 15.

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle 1890—92	Von 1000 jeder Altersklasse starben jährlich	
		Gesinde	allgemeine Bevölkerung
15—20	87	1,85	4,14
20—25	119	4,10	5,55
25—35	222	6,18	7,67
35—45	223	10,33	13,01
45—55	201	15,85	21,37
55—65	171	28,01	39,01
65 und darüber	232	89,09	103,56
Zusammen	1255	—	—

wenn die Wanderungen viele mit chronischen Leiden Behaftete dieser Gesellschaftsklasse entführten. In Gegensatz zu diesen Beobachtungen steht der nordamerikanische Censusbericht von 1890, nach welchem das Gesinde, namentlich das weibliche, sich keineswegs einer geringen Sterblichkeit erfreut.

Es ist also äusserst schwierig, auf Grundlage der Volkszählungen und Todtenlisten zu einem endgültigen eindeutigen Urteil betr. die Sterblichkeit des Gesindes zu gelangen. Man hat auch versucht, das Krankenkassenmaterial für denselben Zweck zu verwenden. Ratcliffe's Bericht von 1872 (vgl. oben) erweist eine einigermassen normale Sterblichkeit und eine verhältnismässig geringe Morbilität; zu einem ähnlichen Ergebnis gelangte Neison jun.[1]).

6. Weniger schwierig als die Feststellung der Sterblichkeit des Gesindes ist die Ermittelung der Sterblichkeit in gewissen mittleren und höheren Gesellschaftsklassen. Schon früher (p. 402) habe ich Sundbärgs Beobachtungen betr. die Fürstengeschlechter Europas 1841—90 erwähnt (im ganzen 714 Todesfälle). Nach diesen starben von 100 Personen jährlich:

Alter (Jahre)	Männlich	Weiblich	Alter (Jahre)	Männlich	Weiblich
0—5	2,8	2,3	45—50	1,2	0,9
5—10	0,4	0,5	50—55	1,7	1,4
10—15	0,3	0,4	55—60	3,1	2,6
15—20	0,7	1,1	60—65	3,5	3,2
20—25	0,8	1,1	65—70	6,5	4,0
25—30	0,8	0,7	70—75	9,1	7,3
30—35	1,3	0,9	75—80	12,8	9,8
35—40	0,5	1,1	80—85	18,8	17,0
40—45	0,9	0,7	85—90	36,1	18,4

Wegen des begrenzten Umfanges der Beobachtungen sind die Relativzahlen etwas schwankend; im ganzen erhält man jedoch ein recht deutliches Bild von den Sterblichkeitsverhältnissen (vgl. im Uebrigen die Zusammenstellungen p. 284).

In den Kindesjahren stellt sich die Sterblichkeit, wie schon oben erwähnt, ausserordentlich günstig, später aber wendet sich das Blatt und die Gesundheitsverhältnisse sind dann keineswegs glänzende, wie dies aus

1) On our present Knowledge of the Mortality and Sickness of Members of Friendly Societies. Third Report of the Commissioners appointed to inquire into Friendly and Benefit Building Societies. London 1873, Appendix B.

der nachstehenden Zusammenstellung erhellt, der gegenüber allerdings zu erwähnen ist, dass die Beobachtungsperioden sich nicht decken.

Von 1000 Personen des betreffenden Alters starben im Laufe der folgenden 20 Altersjahre:

Alter (Jahre)	Fürstenfamilien		Norwegen	England-Wales
	M.	W.	1881—90. Beide Geschlechter	
5	101	147	123	88
25	160	158	154	176
45	382	341	281	404
65	921	870	783	883

Wir können die bezüglichen Ergebnisse mit den Beobachtungen betreffend die englischen Pairs, vergleichen, und es zeigt sich dann, dass die Sterblichkeit der Pairs 1800—55 kleiner war als die in den Fürstenfamilien 1841—90[1]). So war die mittlere Lebensdauer:

Alter (Jahre)	In Fürstenfamilien 1841—90		In der British Peerage 1800—55	
	M.	W.	M.	W.
0	50,3	51,3	52,00	53,71
10	48,8	48,8	49,04	50,16
20	40,9	42,2	41,46	43,48
30	33,8	35,8	35,51	36,82
40	26,7	29,1	28,33	29,93
50	19,1	21,2	21,40	23,08
60	12,8	14,7	14,56	16,42
70	7,6	9,0	8,77	11,28

Die mittlere Lebenserwartung ist also für die Fürstenfamilien eine geringere als für die Pairs, trotzdem dass diese, wie wir gleich sehen werden, sich keineswegs einer auffallend günstigen Vitalität erfreuen. Nun dürfen wir allerdings nicht übersehen, dass die Beobachtungsreihen weder nach Zeit noch Raum homogen sind. Auf der anderen Seite sollten aber die zeitlichen Differenzen eher das Blatt zu Gunsten der Fürsten wenden, als umgekehrt, da doch die Sterblichkeit ringsum in Abnahme begriffen ist.

In der folgenden Uebersicht sind die Ergebnisse betr. die Pairs mit den Sterblichkeitskoëfficienten für die ganze englische Bevölkerung (1838 bis 1844) verglichen.

Alter (Jahre)	British Peerage		Ganze Bevölkerung Englands	
	M.	W.	M.	W.
0—5	2,2	1,9	7,1	6,0
5—10	0,3	0,4	0,9	0,9
10—20	0,5	0,7	0,6	0,6
20—30	1,0	0,8	0,9	0,9
30—40	0,9	0,9	1,1	1,1
40—50	1,2	1,2	1,5	1,4
50—60	1,8	1,7	2,3	2,1
60—70	3,8	3,5	4,7	4,1
70—80	8,7	6,1	10,0	9,1

1) Bailey and Day: On the Rate of Mortality amongst the Families of the British Peerage. Journ. Inst. Act., IX, 1861 (siehe auch Journ. Stat. Soc., XXVI, 1863).

Wie bei den Fürstenfamilien ist die Sterblichkeit also in den Kindesjahren ausserordentlich niedrig; von 100 Neugeborenen starben binnen Jahresfrist nur 8 bei Knaben, 6 bei Mädchen, Verhältnisse, die ja sonst sehr selten sind; später tritt eine Reaktion ein, und die jungen Pairs im Alter 20—30 haben keine geringe Sterblichkeit. Im ganzen lagen 213 Todesfälle vor, also ist der mittlere Fehler bei einer Sterblichkeit 0,010 gleich 0,0007 Proz.; jedenfalls kommt man somit kaum unter die Sterblichkeit der allgemeinen Bevölkerung.

Die gewonnenen Ergebnisse können ferner mit Ansell's Daten (Family Statistics 1874) betreffend die besser gestellten Klassen: liberale Professionen und Unabhängige (Upper and professional Classes) verglichen werden. Von 1000 5jährigen in diesen Gesellschaftsklassen starben binnen 20 Jahren 111, von 1000 25jährigen 162 und von 1000 45jährigen 272. Das bedeutet sehr günstige Gesundheitsverhältnisse in den höheren Altersklassen.

Die einzelnen Gruppen, in welche Ansell's Beobachtungen zerlegt werden können, zeigen nur geringfügige Differenzen. Die nachstehende Uebersicht enthält einen Auszug der einzelnen Ueberlebenstafeln.

Von 1000 Lebendgeborenen waren noch am Leben:

Alter (Jahre)	Kinder von Geistlichen	Juristen	Aerzten	Anderen
1	926	920	913	916
5	886	878	862	864
10	867	855	837	840
15	848	839	821	825
25	785	781	768	768
35	718	721	721	707
45	654	653	659	645

Die etwaigen Verschiedenheiten in der wirtschaftlichen Lage dieser Gruppen scheinen also keinen wesentlichen Einfluss zu üben. Nur für die Kindesjahre wird man einen solchen mit einiger Sicherheit nachweisen können; später gleichen sich die Differenzen grossenteils aus.

Die Listen der adligen Stifte, wie sie sich in mehreren Ländern finden, werden verhältnismässig leicht ein Beobachtungsmaterial bieten. So habe ich die Sterblichkeit der Insassen des Vemmetofte Fräuleinklosters in Dänemark (meist für Beamtenfamilien) untersucht. Dieselbe erwies sich niedrig im Vergleich zu derjenigen der allgemeinen Bevölkerung.

7. Auf der alleruntersten Stufe der Gesellschaft begegnen wir der Gefängnisbevölkerung. Wir haben bereits gesehen, dass früher die Sterblichkeit in den Gefängnissen häufig eine erschreckend hohe gewesen ist (vgl. oben p. 83, p. 268) und namentlich dürfte das erste Aufenthaltsjahr im Gefängnis das Leben besonders gefährdet haben. So fand R. Chassinat[1]) für französische Gefängnisse (1822—37) die folgenden Zahlen, die sich auch bei Trennung nach Altersklassen wiederfinden:

Von 1000 starben:

Jahr der Gefangenschaft	jährlich
1.	92
2.	67
3.	40
6.	24
9.	23

1) Études sur la mortalité dans les bagnes et dans les maisons centrales de force et de correction depuis 1822 jusqu' à 1837 inclusivement. Paris 1844.

Doch lassen sich diesen Beobachtungen auch günstige Erfahrungen gegenüberstellen, so z. B. Maconochie's Ergebnisse (vgl. p. 84) betreffend die Verbrecher in Norfolk Island; allerdings erlitten drei Zehntel der Verstorbenen einen gewaltsamen Tod durch Unglücksfall, Mord, Selbstmord, Hinrichtung oder Tödtung bei Aufruhr; aber im ganzen betrug die Sterblichkeit der Gefangenen (wahrscheinlich durchschnittlich Personen in den Dreissigern) jährlich kaum 1,5 Proz.

Dagegen war die Sterblichkeit in älteren Zeiten in indischen Gefängnissen eine sehr hohe. So berichtet Sykes[1]), dass die Sterblichkeit in den Gefängnissen Calcuttas 1820—39 durchschnittlich gegen 8 Proz. jährlich war, und behauptet, dass diese Sterblichkeit günstiger war, als in vielen anderen indischen Gefängnissen[2]).

Die Humanität unserer Zeit und die grossen hygienischen Verbesserungen auf allen Gebieten des gesellschaftlichen Lebens haben nun selbstverständlich bedeutende Fortschritte in dem Gesundheitszustande der Gefängnisse zuwege gebracht, aber man darf dennoch nicht erwarten, dass die Sterblichkeit in den Gefängnissen sehr klein sein werde. Viele kommen ins Gefängnis, nachdem sie ein kümmerliches, elendes Leben geführt oder sich durch Ausschweifungen verschiedener Art entkräftet haben. Vielfach machen sie vor der Einkerkerung eine geistige Krisis durch; nachdem sie lange Zeit zwischen Hoffnung und Furcht geschwankt haben, vielleicht auch von Reue gepeinigt worden sind, tritt eine plötzliche Erschlaffung ein, wenn alles aus ist und die Thür des Gefängnisses sich hinter ihnen schliesst. Im Gefängnis tritt der Sträfling in eine ganz neue Sphäre ein, die auf einige heilsam wirken mag, andere aber psychisch und körperlich nur noch tiefer sinken lässt. Wenn Farr in seinem Beitrag zu Mc. Culloch's Account of the British Empire die Auffassung vertritt[3]), dass die Gefangenen bei ihrer Verurteilung mit Rücksicht auf ihre Gesundheit den Vergleich mit Personen aushielten, die eine Lebensversicherung antrugen, so ist dies kaum richtig. Von den Erkrankungen in den ungarischen Gefängnissen war etwa ein Siebentel schon vor der Einlieferung eingetreten[4]).

Eine interessante Untersuchung des Gesundheitszustandes der Sträflinge verdanken wir Geissler, der die Sterblichkeitsverhältnisse im Männerzuchthaus zu Waldheim nach der Individualmethode bearbeitet hat[5]). Das Material umfasste im ganzen 2406 einmal detinierte und 1220 wiederholt detinierte Sträflinge mit 277 bezw. 192 Todesfällen. Die Untersuchung betrifft wesentlich den Zeitraum 1860—76. Das (ausgeglichene) Endergebnis der Berechnungen ist in folgender Uebersicht enthalten.

---

1) On the Population and Mortality of Calcutta. Journ. Stat. Soc., VIII, 1845; vgl. auch ein Referat von demselben Autor, ibid. XII, 1849 und Mouat: On Prison Statistics and Discipline in Lower Bengal, XXV, 1862.

2) Von älteren Arbeiten vgl. ausser den früher genannten: Engel: Die Morbidität und Mortalität in den Strafanstalten der preussischen Monarchie und einiger anderen Länder. Zeitschr. d. kgl. preuss. stat. Bureaus, V, 1865; Bratassović: Morbilität und Mortalität in den österreichischen Strafanstalten. Stat. Monatschr. 1876; ferner u. a. die Berichte der Penitentiärkongresse.

3) Vgl. Farr: Vital-Statistics, 1885, p. 419.

4) Vgl. ein Referat: Statistik der Strafanstalten in Ungarn. Jahrb. f. Nat. u. Stat., 3. F., IV, 1892, p. 931.

5) Ueber die Morbiditäts- und Mortalitätsverhältnisse der Sträflinge im Männerzuchthause zu Waldheim. (Separatabdruck aus dem XXV. Jahresberichte des K. S. Landes-Medicinal-Collegiums.) Leipzig 1894.

Alter (Jahre)	Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist		Fernere mittlere Lebensdauer	
	Waldheimer Sträflinge	Deutsche Sterbetafel für Männer 1871—81	Waldheimer Sträflinge	Deutsche Sterbetafel für Männer 1871—81
22	22,2	8,53	27,4	37,04
25	21,0	8,48	26,1	34,96
30	22,7	9,28	23,7	31,41
35	26,5	11,01	21,4	27,88
40	25,0	13,63	18,9	24,46
45	25,0	16,80	16,0	21,16
50	40,1	21,45	13,0	17,98
55	53,9	27,90	10,8	14,96
60	77,4	38,20	8,6	12,11
65	119,8	55,20	6,6	9,55

Die Sterblichkeit der Sträflinge ist also bedeutend höher, als die der allgemeinen Bevölkerung, im Alter 22 ist die fernere mittlere Lebensdauer sogar um 10 Jahre kürzer. Deutlicher wird die Sachlage vielleicht aus folgenden Zahlen erhellen:

Alter (Jahre)	Durchlebte Zeit (Jahre)	Sterbefälle		Von je 100 Lebenden starben	
		an Schwindsucht	überhaupt	an Schwindsucht	überhaupt
unter 20	440	5	9	1,1	2,0
20—25	2317	35	52	1,5	2,2
25—30	3198	41	67	1,3	2,1
30—35	2840	40	76	1,4	2,7
35—40	2428	28	61	1,2	2,5
40—45	1852	21	44	1,1	2,4
45—50	1339	18	46	1,3	3,4
50—55	874	10	40	1,1	4,6
55—60	447	6	33	1,3	7,4
60—65	220	5	21	2,3	9,5
65—70	87	—	14	—	16,1
70 u. darüber	25	—	6	—	24
Zusammen	16067 [1]	209	469	1,2	2,9

Die Schwindsucht trägt also bedeutend zu der hohen Sterblichkeit bei, was auch u. a. ein Vergleich mit **Sörensen's** oben angeführten Beobachtungen zeigen kann.

Stellt man die Sterblichkeit derjenigen nach der deutschen Sterbetafel entgegen, so ergiebt sich, dass die durchschnittliche jährliche Sterblichkeit bei einer Altersbesetzung gleich der in Waldheim gefundenen nur 1,2 Proz. sein sollte, während sie thatsächlich 2,9, also das Zwei- bis Dreifache beträgt. Jene erwartungsmässige Zahl wird auch bei vielen anderen Strafanstalten, für die man nur die summarische Sterblichkeit kennt, zu Grunde gelegt werden können.

1) p. 297—298 ist die durchlebte Zeit [illegible] kleiner angegeben.

Von den eingelieferten Sträflingen waren 7 Proz. bei der Einlieferung krank; 5 Proz. waren als Trunkenbolde bezeichnet. Eine Einteilung in Gebrechliche und Gebrechenfreie ergab 36 bezw. 64 Proz., die Zahl der Gebrechlichen wie auch der Kranken war aus naheliegenden Ursachen grösser bei denen, die die Strafzeit nicht überlebten, als bei den Entlassenen. Ganz naturgemäss steigt die Gebrechlichkeit mit der Anzahl der Rückfälle, da die Rückfälle auf immer höhere Altersjahre treffen; es verdient aber Beachtung, dass die Rückfälligen auch bei der ersten Detention häufiger trunksüchtig oder gebrechlich sind, als die übrigen.

Die hier behandelten Beobachtungen gehören nun allerdings schon einer Zeit an, da die hygienischen Fortschritte des Gefängniswesens vielleicht noch nicht abgeschlossen waren, und es wird daher wünschenswert sein, auch neuere Beobachtungen heranzuziehen. Nach Mitteilungen im Berliner statistischen Jahrbuch war im Zellengefängnis zu Moabit die Sterblichkeit während einiger Jahre etwa 2½ Proz., und da die überwiegende Mehrzahl der Insassen unter 30 Jahre alt ist und nur verschwindend wenige über 50, bedeutet dies eine recht bedeutende Sterblichkeit. Unter den Sterbefällen kamen drei Viertel auf Tuberkulose, ausserdem gab es verhältnismässig viele Selbstmorde.

Günstiger waren die Verhältnisse in Schweden. Hier starben unter Sträflingen 1889—98 jährlich durchschnittlich 1,02 Proz.[1]). Nach achtjährigen dänischen Gefängnisbeobachtungen war die Sterblichkeit der weiblichen Gefangenen etwa 1 Proz.; die männlichen Sträflinge im Zellengefängnis hatten eine Sterblichkeit von 1¼—1½ Proz. (1897—98 waren die Eingelieferten durchschnittlich 26 Jahre alt) und die Sträflinge in gemeinschaftlicher Haft von 2 Proz., (1897—98 durchschnittlich 41 Jahre alt)[2]).

Auch in den indischen Gefängnissen, die 1898 eine Durchschnittsbesetzung von 111000 Personen hatten, ist die Sterblichkeit heutigen Tages eine verhältnismässig niedrige. Den früher citierten Reports of the Sanitary Commissioner entlehne ich die folgenden Zahlen:

Jahr	Von 1000 Gefangenen					
	waren dauernd krank	überhaupt krank	starben jährlich an			
			Cholera	Dysenterie	Diarrhoe	Phthisis
1886—95	39	32,20	2,74	6,80	2,82	2,50
1896	41	27,68	1,27	5,91	1,98	3,08
1897	41	38,75	3,94	11,07	3,17	3,02
1898	39	25,87	0,13	5,72	1,48	3,33

Phthisis hat also eine untergeordnete Stellung den europäischen Verhältnissen gegenüber. Dagegen spielen Krankheiten wie Dysenterie und Diarrhoe eine verhältnismässig grosse Rolle. Wie nicht anders zu erwarten, sind die Zahlen sehr schwankend; so starben 1897 in den Cen-

1) A. Montgomery: Sveriges fångvård. Nordisk Tidsskrift for Fængselsvæsen, XXIII, 1900.

2) Vgl. einen Bericht ibid. von F. Ammitzböll und Carl Petersen.

tralprovinzen sogar 13 Proz. der Gefängnisbevölkerung, während gleichzeitig die Sterblichkeit in der allgemeinen Bevölkerung 7 Proz. war.

Hoffentlich wird die Gefängnisstatistik künftig eine Reihe interessanter Fragen beantworten, so namentlich betreffend die Sterblichkeit in gemeinschaftlicher Haft und in Einzelhaft, unter hinlänglicher Berücksichtigung der Alterskombinationen und der Dauer des Aufenthalts, ferner auch betr. die Sterblichkeit der Rückfälligen. Noch scheint die Statistik nicht genügend ausgebaut zu sein, um diese Frage endgültig zu beantworten, wenngleich sie hierzu nur einer geringfügigen Weiterentwicklung bedürfte.

Vierzehntes Kapitel.

Die Auslese der Lebensversicherung.

1. In den vorhergehenden Kapiteln habe ich häufig Gelegenheit gehabt, auf die Erfahrungen der Versicherungsgesellschaften hinzuweisen. Da die Litteratur über diesen Gegenstand gewissermassen ein geschlossenes Ganzes bildet, wird es angebracht sein, auf dieselbe in einem besonderen Kapitel etwas näher einzugehen. Und da die Frage nach dem Einfluss der Vererbung für die Lebensversicherung von weittragendster Bedeutung ist, werde ich einige bezügliche Beobachtungen dieser Darstellung anschliessen.

In dreifacher Hinsicht betreffen die Lebensversicherungsbeobachtungen eine Auslese. Zunächst beteiligen sich die mittleren und oberen Schichten der Gesellschaft häufiger an der Lebensversicherung, als die unteren, wenngleich die neuere Entwickelung eine immer grössere Erweiterung nach unten mit sich führt, nicht nur unter dem Einfluss der Volksversicherungsgesellschaften (wie der Riesengesellschaft Prudential in England), sondern überhaupt durch das zunehmende Verständnis für den Segen der Versicherung und durch den wachsenden Sparsinn der Bevölkerung. Schon aus diesem Grunde wird ein verhältnismässig niedriges Sterblichkeitsniveau bei den Lebensversicherungsgesellschaften zu erwarten sein. Innerhalb ihres Kreises werden aber wiederum die Lebensversicherten verhältnismässig besonnene und sparsame Leute sein, die folglich aller Wahrscheinlichkeit nach bessere Lebensaussichten haben, als durchschnittlich die Angehörigen ihrer Klasse. Wenn es auch unter ihnen Leute geben mag, die gerade ihrer derangierten wirtschaftlichen Verhältnisse wegen die Lebensversicherung eingehen, so werden diese Fälle doch kaum der grossen Masse gegenüber ins Gewicht fallen. Endlich werden die meisten Versicherungen erst nach einer vorausgegangenen ärztlichen Untersuchung angenommen, wodurch viele kränkliche oder erblich belastete Personen von vornherein ausgeschlossen werden. Wenn bei Leibrentenversicherungen keine solche ärztliche Untersuchung stattfindet, so dürfte sich hier doch eine ähnliche Auslese dadurch vollziehen, dass nur wer sich gesund fühlt, zur Zeichnung einer Leibrente geneigt sein wird.

Was nun vorerst die Renten-Versicherten betrifft, so kann in erster Linie auf die gemeinschaftliche Arbeit englischer und schottischer Gesellschaften (unter Leitung von T. G. Ackland im Jahre 1899 durchgeführt) hingewiesen werden[1]). Die Hauptergebnisse sind in den nachstehenden Uebersichten enthalten.

---

1) Combined Experience of Life Annuitants (1863—1893) as collected and arranged by the Institute of Actuaries and the Faculty of Actuaries in Scotland. Unadjusted Data. London 1899.

Die fernere mittlere Lebensdauer war in den Jahren:

Alter (Jahre)	Männer				Frauen			
	Annuity Experience 1863—93 (unausgeglichen)	Government Annuities 1883	English Life Table		Annuity Experience 1863—93 (unausgeglichen)	Government Annuities 1883	English Life Table	
			1871—80	1881—90			1871—80	1881—90
50	21,04	20,51	18,93	18,82	24,21	23,27	20,68	20,56
55	17,94	17,57	15,95	15,74	20,64	19,66	17,33	17,23
60	14,86	14,61	13,14	12,88	16,97	16,26	14,24	14,10
65	11,96	11,57	10,55	10,31	13,51	12,98	11,42	11,26
70	9,25	8,95	8,27	8,04	10,50	10,00	8,95	8,77
75	7,01	6,84	6,34	6,10	7,80	7,45	6,87	6,68
80	5,21	5,05	4,79	4,52	5,63	5,46	5,20	5,00
85	3,84	3,68	3,56	3,29	4,11	3,87	3,88	3,71
90	2,89	2,68	2,66	2,37	3,00	2,73	2,90	2,75

Die Lebenschancen der Leibrentner sind also nach der Untersuchung der Gesellschaften im ganzen besser, als die der allgemeinen Bevölkerung. Für die Staatsrentner sind nach A. G. Finlaison's Untersuchung (1883) die Lebensaussichten ein wenig ungünstiger als nach den Beobachtungen aus 1863—93. Dagegen bleiben die britischen Leibrentner nicht wenig hinter den langlebigen Norwegern zurück (vgl. oben p. 207—208)[1]).

Die Auslese hat also hier, wie man dies erwarten konnte, eine bedeutende Verminderung der Sterblichkeit herbeigeführt, und diese tritt auch hervor, wenn man die Sterblichkeitskoëfficienten ins Auge fasst. Ich habe hier wegen der vielen Unebenheiten der rohen Beobachtungen die ausgeglichenen Werte benutzt.

Von 1000 Personen des betreffenden Alters starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Männer				Frauen			
	Annuity Experience (ausgeglichen)	Government Annuities 1883	English Life Table		Annuity Experience (ausgeglichen)	Government Annuities 1883	English Life Table	
			1871—80	1881—90			1871—80	1881—90
50	20	20	20	20	12	11	16	16
55	20	24	27	26	13	16	21	21
60	28	27	35	36	17	21	29	29
65	39	37	49	51	27	29	42	42
70	55	62	70	72	41	45	61	62
75	82	87	102	105	67	75	91	93
80	131	133	145	153	111	115	131	137
85	181	196	206	222	172	180	187	196
90	289	274	283	312	244	266	258	272

Im Ganzen behaupten also die Rentner ihre Ueberlegenheit. — Man könnte nun fragen, welchen Einfluss auf die Zahlen eine Unterscheidung nach der Dauer der Versicherung üben wird. Sowohl Finlaison wie

1) Die günstige Vitalität der englischen weiblichen Leibrentner wird auch von G. King nachgewiesen: On the Rate of Mortality amongst the Female Nominees of the General Annuity Trust Fund, during the period from 1 January 1869 to 31 December 1895. Journ. Inst. Act. XXXIII, 1898.

Ackland haben eine derartige Untersuchung vorgenommen; in ihren Hauptzügen stimmen die Ergebnisse gut überein; da die Zahlen betreffend die Staats-Leibrenten die regelmässigsten sind, habe ich diese herausgegriffen.

Von 1000 des betreffenden Alters starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Anzahl der Jahre, die seit dem Rentenkauf verflossen sind				
	0	1	2	3	4 oder mehr
			Männer:		
50	14	20	20	20	22
55	18	23	23	24	25
60	23	26	28	28	29
65	29	30	33	33	39
70	38	46	50	50	65
75	50	69	75	75	91
80	67	104	112	113	139
			Frauen:		
50	8	9	11	11	13
55	9	12	15	16	18
60	10	15	20	21	22
65	18	20	26	29	32
70	31	33	40	43	47
75	45	53	60	64	77
80	66	85	89	94	118

Die Sterblichkeit ist also bedeutend kleiner in den ersten Versicherungsjahren als später, und zwar hat namentlich das erste Jahr eine verhältnismässig niedrige Sterblichkeit. Aber auch bei längerer Versicherungsdauer bleibt das Niveau der Sterblichkeit in der Hauptsache unter dem der allgemeinen Bevölkerung.

In der folgenden Uebersicht sind einige Zahlen betreffend Leibrentner (1863—93) zusammengestellt.

Fernere mittlere Lebensdauer:

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	Ueberhaupt	Exkl. der ersten 5 Jahre	Exkl. der ersten 10 Jahre	Ueberhaupt	Exkl. der ersten 5 Jahre	Exkl. der ersten 10 Jahre
50	21,0	19,7	19,7	24,2	23,1	22,9
55	17,9	16,9	16,2	20,6	19,9	19,5
60	14,9	14,2	13,5	17,0	16,4	16,2
65	12,0	11,5	11,5	13,5	13,1	13,0
70	9,2	8,9	8,6	10,5	10,2	10,1
75	7,0	6,7	6,6	7,8	7,7	7,6
80	5,2	5,1	4,8	5,6	5,6	5,6
85	3,8	3,7	3,7	4,1	4,1	4,1
90	2,9	2,8	3,0	3,0	3,0	3,0

Im Alter von 50 Jahren besteht also bei beiden Geschlechtern zwischen der grössten und kleinsten Lebensdauer eine Spannung von 1,3 Jahren. In den hohen Altersklassen ist die Spannung aus naheliegenden Gründen sehr gering.

Zieht man die Beobachtungen für immer 5 Jahre zusammen, so ergiebt sich Folgendes:

Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	überhaupt	exkl. der ersten 5 Jahre	exkl. der ersten 10 Jahre	überhaupt	exkl. der ersten 5 Jahre	exkl. der ersten 10 Jahre
50—54	20	25	—	12	14	—
55—59	24	32	34	14	17	18
60—64	32	35	48	20	23	25
65—69	43	47	44	33	37	38
70—74	66	72	75	49	53	56
75—79	100	108	111	81	85	87
80—84	147	153	165	132	133	135

Im ganzen haben die Zahlen ein ganz entsprechendes Gepräge wie vorhin.

Eine interessante Auslese erwähnt A. G. Finlaison in seinem Bericht von 1860[1]) betreffend die englischen Staatsleibrenten. Unter den männlichen Leibrenteninhabern gab es von gewissen Versicherungsanstalten angemeldete Gruppen[2]), die eine verhältnismässig sehr niedrige Sterblichkeit aufwiesen; nach einer Berechnung auf Grundlage der übrigen „Life Annuitants of the Sinking Fund" betrug deren thatsächliche Sterblichkeit nur etwa $\frac{3}{5}$ der erwartungsmässigen.

Auch die deutsche gemeinschaftliche Sterblichkeitsuntersuchung fasst bei Versicherungen auf den Lebensfall die Versicherungsdauer ins Auge (Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung[3])). Doch ist das Materiel etwas zu klein, um zu massgeblichen umfassenden Berechnungen bei vorliegender Frage verwertet werden zu können. Bezeichnend ist die durch die Auslese hervorgebrachte eigenartige Kindersterblichkeit in dieser Gruppe. Nach den betreffenden Erfahrungen würde die Ueberlebenstafel für eine gleiche Anzahl neugeborener Knaben und Mädchen wie folgt aussehen:

Alter (Monate)	Ueberlebende
0	1000
6	971
12	939
18	919
24	908

Hiernach ist also die Sterblichkeit in den ersten 6 Monaten kleiner gewesen, als in dem zweiten Halbjahr des Lebens. Die Erklärung liegt einfach darin, dass in der Hauptsache nur gesunde Kinder versichert worden sind.

Es fragt sich jetzt, wie die Auslese bei den Leibrenten sich zu der bei den Lebensversicherungen verhält. Nach den deutschen Er-

1) Tontines and Life Annuities. Report and Observations on the Mortality of the Government Life Annuities, 1860.

2) l. c p. 15: „sent in by sets from one or two city life insurance offices, on financial principles best known to themselves".

3) Deutsche Sterblichkeits-Tafeln aus den Erfahrungen von dreiundzwanzig Lebensversicherungs-Gesellschaften, veröffentlicht im Auftrage des Collegiums für Lebensversicherungs-Wissenschaft zu Berlin. Berlin 1883. Einige von Zillmer auf dieser Grundlage ausgeglichene Tafeln sind in dem Anhange abgedruckt worden.

fahrungen ergeben sich folgende Zahlen (jedoch ohne Berücksichtigung der Versicherungsdauer)

Alter (Jahre)	Fernere mittlere Lebensdauer (Jahre)			
	normal versicherter Personen mit vollständiger ärztlicher Untersuchung		ohne ärztliche Untersuchung versicherter Personen (Versicherungen auf den Lebensfall)	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
45	22,15	23,66	23,03	25,08
55	15,68	16,72	16,53	17,94
65	10,30	10,67	10,95	11,73
75	6,19	6,41	6,18	7,24

Die Versicherten auf den Lebensfall sind also langlebiger als die übrigen.

Gleichzeitige Beobachtungen betreffend Rentner und Lebensversicherte liegen für Frankreich vor in der gemeinschaftlichen Untersuchung einiger Lebensversicherungsgesellschaften [1]); in der nachstehenden Uebersicht habe ich einige Ergebnisse zusammengestellt; da die von den Gesellschaften berechnete Tafel für beide Geschlechter gilt, diese aber selbstverständlich sehr ungleichmässig vertreten sind, war es notwendig, auf die Urbeobachtungen zurückzugreifen (l. c. p. 18 f).

Von 100 Personen jeder Altersklasse starben jährlich:

Alter (Jahre)	Lebensversicherte		Rentner	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
55	2,3	1,6	2,1	1,2
60	3,6	2,5	3,0	1,9
65	4,6	3,5	3,9	2,6
70	7	7	6,0	4,8
75	13	14	9,1	7,4

Es darf jedoch nicht übersehen werden, dass auch hier die Wirkung der Versicherungsdauer nicht eliminiert worden ist. Diese kann namentlich die Rentnersterblichkeit stark beeinflussen, während für die älteren Lebensversicherten diese Fehlerquelle, wie unten nachgewiesen werden soll, ohne grossen Belang ist. Es dürfte somit der folgende Vergleich berechtigt sein, nur dass sich die Beobachtungsperioden nicht decken; die Zahlen für die Lebensversicherungen stammen nämlich aus dem Bericht, betreffend die Erfahrungen der 20 britischen Gesellschaften, welcher 1869 von dem Institute of Actuaries veröffentlicht wurde [2]).

Siehe Tabelle p. 499.

Bei den Männern ist der Unterschied also nicht auffallend; vom 65. Jahre an ist die Lebenserwartung der Leibrentner ein wenig grösser als die der Lebensversicherten. Etwas beträchtlicher ist der Unterschied bei den Frauen zu Gunsten der Rentnerinnen.

---

1) Tables de mortalité du comité des compagnies d'assurances à primes fixes sur la vie (Compagnie d'assurances générales, Union, Nationale et Phénix). Paris 1895.

2) The Mortality Experience of Life Assurance Companies collected by the Institute of Actuaries 1869 (mit einer Einleitung von Samuel Brown), p. 282.

Fernere mittlere Lebenserwartung.

Alter (Jahre)	Leibrenteninhaber mit Ausschluss der ersten 10 Jahre	Lebensversicherte (H. M.)	Leibrenteninhaber mit Auschluss der ersten 10 Jahre	Lebensversicherte (H. F.)
	Männer		Frauen	
50	19,7	20,30	22,9	21,60
55	16,2	16,93	19,5	18,17
60	13,5	13,80	16,2	14,85
65	11,5	11,01	13,0	11,78
70	8,6	8,54	10,1	9,12
75	6,6	6,42	7,6	6,99
80	4,8	4,71	5,6	5,56
85	3,7	3,51	4,1	3,71

Eine Uebergangsstellung scheinen die gemischten Lebensversicherungen, die mit Erreichung eines gewissen Lebensalters ausgezahlt werden, einzunehmen. Nach den Erfahrungen der französischen Gesellschaft L'Aigle[1]) galten die folgenden Zahlen.

Von 1000 Versicherten starben binnen Jahresfrist im fünften Versicherungsjahre:

Eintrittsalter (Jahre)	Assurés vie entière	Assurés mixtes
20—29	9,3	6,7
30—39	10,9	5,6
40—49	16	23

Die Sterblichkeit der Versicherten ist also bei gemischter Versicherung auffallend klein. Dasselbe ergab sich bei der dänischen Staatsanstalt für Lebensversicherung[2]), und dieser Unterschied scheint sich zu behaupten, selbst wenn man die etwas ungleiche Verteilung nach Versicherungsdauer berücksichtigt.

Mit Rücksicht auf die Rentenversicherungen kann übrigens auch auf die B. Schmerler'schen Zusammenstellungen[3]) hingewiesen werden.

2. Wenden wir uns nun im besonderen zu den Lebensversicherungen auf den Todesfall, so begegnen wir mehreren umfassenden Arbeiten. Ich erinnere an die schon erwähnten gemeinschaftlichen Untersuchungen in England, Deutschland und Frankreich, denen sich eine solche für Skandinavien zugesellen wird. Für Amerika liegt u. a. eine im Jahre 1873 beschlossene Bearbeitung der Erfahrungen von 30 Gesellschaften vor[4]).

Um mit den Beobachtungen der 20 englischen Gesellschaften zu beginnen, so gelten die folgenden Zahlen:

1) Mortalité des assurés de la compagnie d'assurances sur la vie l'Aigle 1873—1898. Paris 1900.

2) Beretning om Opgörelsen af Dödeligheden i Statsanstalten for Livsforsikring i Aarene 1890—95. Kjöbenhavn 1897.

3) Die Sterblichkeits-Erfahrungen unter den Renten-Versicherten. Berlin 1893.

4) System and Tables of Life Insurance by Levi W. Meech. Revised Edition of 1898. New York; vgl. übrigens u. a. die Litteratur bei: Emory McClintock, On the Effects of Selection. An Actuarial Essay. New York 1892.

Von 1000 Personen des betreffenden Alters starben binnen Jahresfrist

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	20 Lebensversicherungsgesellschaften (H. M.)	English Life Table		20 Lebensversicherungsgesellschaften (H. F.)	English Life Table	
		1838—54	1871—80		1838—54	1871—80
20	6	8	6	7	9	6
30	8	10	9	10	11	9
40	10	13	13	13	13	12
50	17	19	20	16	16	16
60	31	33	35	25	29	29
70	56	67	70	54	61	61
80	141	142	145	107	130	131

Die Zeitperiode 1838—54 entspricht am besten der Beobachtungsperiode der englischen Lebensversicherungsgesellschaften. Im ganzen hat, wie man sieht, die Auslese der Lebensversicherung die Sterblichkeit vermindert, weniger jedoch bei den Frauen als bei den Männern. Dasselbe zeigen die folgenden Werte der ferneren mittleren Lebensdauer:

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	20 Lebensversicherungsgesellschaften	English Life Table		20 Lebensversicherungsgesellschaften	English Life Table	
		1838—54	1871—80		1838—54	1871—80
20	42,09	39,48	39,40	40,87	40,29	41,66
30	34,68	32,76	32,10	34,55	33,81	34,41
40	27,42	26,06	25,30	28,24	27,34	27,46
50	20,30	19,54	18,93	21,60	20,75	20,68
60	13,80	13,53	13,14	14,85	14,34	14,24
70	8,54	8,45	8,27	9,12	9,02	8,95
80	7,71	4,93	4,79	5,56	5,26	5,20

Wie man sieht, ist für jüngere versicherte Frauen die Lebenserwartung sogar kleiner als für Männer. Auch hier spielt aber die Versicherungsdauer eine grosse Rolle, wie dies aus der nachstehenden Zusammenstellung hervorgeht:

Von 100 Personen beider Geschlechter starben binnen Jahresfrist nach Versicherungsdauer:

Alter (Jahre)	im ersten Jahre	im zweiten Jahre	in den ersten 5 Jahren	über 5 Jahre	über 10 Jahre	überhaupt
25—29	0,3	0,6	0,7	1,0	0,9	0,73
30—34	0,5	0,6	0,8	1,0	1,0	0,85
35—39	0,4	0,7	0,8	1,1	1,2	0,97
40—44	0,4	0,8	0,9	1,2	1,3	1,09
45—49	0,7	1,0	1,2	1,4	1,5	1,36
50—54	0,6	0,9	1,3	1,9	1,9	1,72
55—59	1,0	1,7	1,8	2,5	2,5	2,35
60—64	1,0	2,3	2,7	3,5	3,6	3,38
65—69	—	—	3,6	5,1	5,1	4,90
70—74	—	—	5,5	7,3	7,4	7,23

Hiernach ist die Sterblichkeit im ersten Versicherungsjahr sehr niedrig, dann steigt sie rasch mit der Versicherungsdauer, aber schon nach fünf Jahren ist die Bewegung zum Stillstand gekommen. Die Sterblichkeitsverhältnisse für Versicherungen, die länger als 5 Jahre dauerten, sind von den über 10jährigen nicht sehr verschieden. Es ist hier nicht der Ort, die weittragende Bedeutung dieser Erscheinungen auf die Bilanz der Lebensversicherungsgesellschaften mit Abstufung der Policen nach Versicherungsdauer zu diskutieren; es genügt, auf diese interessante Auslese hinzuweisen. Einen weiteren Ueberblick giebt auch die nachstehende Tafel, welche so berechnet wurde, dass die erwartungsmässigen Sterbefälle für jedes Geschlecht nach der allgemeinen Sterbetafel budgetiert wurden.

		Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle kamen beobachtete
		Beobachtung	Erwartung	
Männer:	Erstes Jahr der Versicherung	291	656	44
	Erste 5 Jahre	4402	5223	84
	Erste 5 Jahre ausgeschlossen	16066	15250	105
	Erste 10 Jahre	11380	10717	106
Frauen:	Erstes Jahr der Versicherung	50	115	43
	Erste 5 Jahre	742	900	82
	Erste 5 Jahre ausgeschlossen	2565	2409	106
	Erste 10 Jahre	1781	1659	107

Im zweiten Versicherungsjahr ist das Sterblichkeitsniveau also fast das zweifache des ersten Jahres, das Niveau nach 10 Jahren ist $2\frac{1}{2}$mal so hoch wie im ersten Jahre. Zu ähnlichen Ergebnissen führten nun eine Reihe anderer Untersuchungen[1]). Hier mögen einzelne bezügliche Ergebnisse angeführt werden. So gelten für die Germania (oben p. 474) die folgenden Zahlen.

Männersterblichkeit (auf 10 000 Personen des betreffenden Alters) bei einer Versicherungsdauer (Jahre) von

Alter (Jahre)	$0-1\frac{1}{2}$	$1\frac{1}{2}-3\frac{1}{2}$	$0-5\frac{1}{2}$	$5\frac{1}{2}-10\frac{1}{2}$	überhaupt
26—30	46	68	58	78	59
31—35	55	84	73	85	76
36—40	64	100	95	112	103
41—45	101	143	130	144	136
46—50	148	167	159	174	174
51—55	196	221	220	249	238
56—60	302	307	316	360	328

Die Erfahrungen der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha gehen in derselben Richtung[2]).

1) Vgl. McClintock's oben citierte Abhandlung, wo eine solche Berechnung für mehrere Tafeln angestellt wurde.

2) Emminghaus: Mittheilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeits-Statistik der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha für die fünfzig Jahre von 1829—1878. Weimar 1880.

Versicherungsjahr	Beobachtete Sterbefälle (für beide Geschlechter)	Wahrscheinliche Sterbefälle nach der allg. Erfahrung (beide Geschlechter)	Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle kamen thatsächliche (beide Geschlechter)
Erstes	523	767,4	68
2.—3.	1337	1481,2	90
4.—6.	2089	2151,6	97
7.—10.	2806	2766,9	101
11.—15.	3345	3244,7	103
16.—20.	3193	3024,5	106
21.—25.	2814	2708,9	104
26.—30.	2263	2219,1	102
31.—35.	1596	1638,1	97
36.—40.	1043	1017,1	102
41. und darüber	529	518,5	102
Zusammen	21538	21538,0	100

Die Wirkung der Versicherungsdauer wird hier durch die Bewegung der Sterblichkeit im Laufe des Jahrhunderts einigermassen neutralisiert. Teilt man die Versicherungen nach zwei Zeitperioden, 1829—59 und 1859—78, so erhält man für die letztere im ganzen eine geringere Sterblichkeit als für die erstere; da nun die sehr langen Versicherungen der jüngsten Periode zugehören, wird sich aus diesem Grunde für sie eine geringere Sterblichkeit ergeben. Kein Wunder daher, dass in der Gruppe 16—20 ein Maximum liegt und nachher eine wenn auch geringe Abnahme eintritt. Man sieht übrigens auch hier, dass die Wirkung der Auslese sich nach wenigen Versicherungsjahren fast verliert.

Schliesslich seien noch ein paar Zahlen aus der gemeinschaftlichen deutschen Untersuchung herausgegriffen[1]). Die Versicherten sind hierbei unterschieden für die Zeit nach der Aufnahme bis zum nächsten Geburtstag (durchschnittlich wohl ein halbes Jahr), von diesem bis zur Erreichung des 5. Geburtstages u. s. w.

Von 100 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Normal versicherte Männer mit vollständiger ärztlicher Untersuchung				Männer mit unvollständiger ärztlicher Untersuchung (Sterbekassen-Versicherungen)			
	Erstes Jahr	1.—5. Jahr	5.—10. Jahr	10. Jahr u. darüb.	Erstes Jahr	1.—5. Jahr	5.—10. Jahr	10. Jahr u. darüb.
30	0,6	0,8	0,8	—	0,9	1,0	1,0	—
35	0,4	1,0	0,9	1,1	0,8	1,4	1,3	1,7
40	0,8	1,1	1,1	1,2	1,1	1,6	1,5	1,6
45	0,7	1,3	1,7	1,7	1,4	1,9	2,0	2,0
50	1,5	1,9	2,0	1,9	1,8	2,6	2,4	2,4
55	1,7	2,3	2,8	2,7	3,3	3,1	3,5	3,4

Die unvollständige Untersuchung scheint also immer noch eine bedeutende Auslese hervorzubringen, jedoch nicht in demselben Masse wie die vollständige.

3. Auch für Krankenkassen verfügt man über Beobachtungen betreffend den Einfluss der Versicherungsdauer, wie solche in dem offiziellen

1) Vgl. auch W. Lazarus: Ueber den Einfluss der Auswahl (Selection) auf die Sterblichkeit. Assecuranz-Jahrbuch XI, 1890.

englischen Bericht von 1896 (vgl. oben p. 242) enthalten sind. So finden sich z. B. in demselben Zusammenstellungen betreffend die Kränklichkeit und Sterblichkeit der Mitglieder im 4. bis 10. Jahre nach der Aufnahme und vom 11. Jahre an. Es scheint hier jedoch keine auffallend grosse Wirkung der Versicherungsdauer hervorzutreten. Ich habe zur Beurteilung derselben die 20jährige Altersstrecke 30—49 herausgegriffen, um eine einigermassen genügende Zahl von Beobachtungen zu erhalten. Berechnet man nun nach den Ergebnissen für die Gesamtheit die erwartungsmässige Zahl der Todesfälle in jedem Altersjahr, so erhält man für Männer (1876—80) bei 3—10jähriger Versicherungsdauer 3141 erwartete und 3211 beobachtete Todesfälle, bei längerer Dauer dagegen 6390 bezw. 6320. Der Unterschied ist nur unbedeutend und liegt innerhalb des Spielraumes der Zufälligkeiten; ausserdem ist die Sterblichkeit in der ersteren Periode sogar kleiner als später. Berechnet man einen 5jährigen Durchschnitt der Werte der Krankheitsfrequenz und Krankheitsdauer, dann ergeben sich weiter die folgenden Zahlen:

Auf 1000 Mitglieder kamen:

Alter (Jahre)	Krankheitsfälle		Krankheitswochen: Dauer der Krankheit über ein Jahr		Krankheitswochen: überhaupt	
	Dauer der Versicherung					
	3—10 Jahre	11 Jahre u. darüber	3—10 Jahre	11 Jahre u. darüber	3—10 Jahre	11 Jahre u. darüber
30—34	223	213	891	860	1021	1044
35—39	246	217	1083	965	1275	1226
40—44	265	231	1226	1135	1451	1482
45—49	307	254	1571	1367	1942	1896

Die Differenz der Krankheitsdauer ist also, wenn man alle Krankheiten ins Auge fasst, nur unbedeutend, dagegen stehen gegenüber den längeren Krankheiten die jüngeren Versicherungen ungünstiger da als die älteren. Auch die Krankheitsfrequenz ist etwas grösser für die jüngeren Versicherungen. Ferner ergiebt sich, dass die langdauernden Krankheiten bei älteren Versicherungen grössere Ansprüche stellen als bei jüngeren, und umgekehrt. So hat man für Krankheiten über ein Jahr im Alter 30—34 eine durchschnittliche Dauer von 184 bezw. 131 Wochen, im Alter von 45—49 528 bezw. 372.

Was das Sterblichkeitsniveau bei den englischen Krankenkassen betrifft, so erscheint dieses als ein recht günstiges. Da die Sterblichkeit der ganzen englischen Bevölkerung 1876—80 etwas niedriger war, als 1871—75, so würde es nicht ganz richtig sein, die Sterbetafel für 1871—80 ohne Korrektur zu verwerten; in nachstehender Uebersicht ist versucht, das wirkliche Niveau zu berechnen.

Von 1000 Männern starben binnen Jahresfrist 1876—80:

Alter (Jahre)	Die ganze Bevölkerung	Krankenkassen-mitglieder
30	8,7	7,1
40	13,5	10,7
50	20,1	17,3
60	35,5	34,0
70	69,6	72,3

Für die jüngeren Altersklassen können die Zahlen betr. die Krankenkassenmitglieder mit denjenigen für die Normalversicherten, die allerdings einer älteren Periode angehören, wetteifern.

4. Es gilt nun speziell die Wirkung der ärztlichen Auslese der Lebensversicherungsanstalten zu beleuchten. Die Frage nach der Behandlung der minderwertigen Leben datiert schon seit 1762, wo die Equitable in London einen Prämienzuschlag für an Gicht leidende Personen einführte; später folgten andere Bestimmungen in derselben Richtung, aber erst im Laufe des 19. Jahrhunderts gelangte man zu einer einigermassen allgemeinen Versicherung der anormalen Leben[1]). Ich teile hier einige ausgeglichene Werte nach den Sterbetafeln der deutschen Gesellschaften mit.

Alter (Jahre)	Sterblichkeitstafel für normal versicherte Personen mit vollständiger ärztlicher Untersuchung		Sterblichkeitstafel für gegen erhöhte Prämien versicherte Personen mit vollständiger ärztlicher Untersuchung		Deutsche Reichstafel	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
	Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:					
20	6,25	11,46	10,04	15,83	7,50	6,14
30	7,70	11,51	9,37	13,21	9,28	9,65
40	11,58	12,47	16,09	14,63	13,63	12,22
50	18,84	15,38	24,44	18,09	21,45	16,00
60	36,89	30,15	45,10	36,14	38,20	32,85
70	73,40	70,30	84,56	100,31	81,08	74,70
	Fernere mittlere Lebensdauer (Jahre):					
20	40,45	39,12	37,09	36,20	38,45	40,19
30	32,86	33,31	30,03	30,88	31,41	33,07
40	25,55	26,94	23,14	24,75	24,46	26,32
50	18,73	20,04	17,07	18,05	17,98	19,29
60	12,76	13,38	11,71	11,52	12,11	12,71
70	7,96	8,01	6,90	6,43	7,34	7,60

Die grosse Frauensterblichkeit der Versicherten springt auch hier in's Auge. Uebrigens sieht man, dass die „minderwertigen" bei Leben den Versicherungsgesellschaften eine geringere Vitalität als die allgemeine deutsche Bevölkerung haben, wobei jedoch nicht zu vergessen ist, dass die Beobachtungsperioden sich nicht decken, indem die deutsche Reichstafel als die jüngere einen etwas zu günstigen Eindruck hervorruft.

Nun bilden die gegen erhöhte Prämie Versicherten immer nur einen Bruchteil der Gesamtheit, bei 30 Jahren etwa ein Fünftel, bei 40 ein Sechstel und bei 60 sogar nur ein Neuntel. Der Kreis der versicherten Männer hat daher, als Gesamtheit betrachtet, eine geringere Sterblichkeit als die allgemeine Bevölkerung; anders dagegen bei den Frauen in den jüngeren Jahren, deren Sterblichkeit meist an die unter verheirateten Frauen erinnert; vielleicht bilden diese auch thatsächlich die Hauptmasse. Ein endgültiges Urteil über die Sterblichkeit der Gesellschaftsklasse, welche die Versicherungsanstalten benutzt, wird man übrigens erst dann gewinnen, wenn sich auch die Sterblichkeit der Abgelehnten messen lässt, eine Aufgabe, welche unten behandelt werden soll.

1) W. Lazarus: Die Versicherung der Abgelehnten. Assecuranz-Jahrbuch IX, 1888.

Für die Sterbekassen-Versicherungen, die meist auf die weniger bemittelten Klassen der Gesellschaft fallen, liegen die Verhältnisse etwas anders. Im ganzen ist nach den deutschen Erfahrungen die Vitalität hier verhältnismässig klein, wie nachstehende Uebersicht erweist:

Alter (Jahre)	Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist		Mittlere Lebenserwartung	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
20	10,99	9,72	37,18	38,61
30	9,39	11,71	30,39	32,51
40	15,36	14,23	23,52	26,38
50	24,27	15,80	17,41	19,64
60	42,32	31,85	12,02	13.20
70	84,88	72,63	7,77	8,02

Auch bei den minderwertigen Leben spielt nun die Dauer der Versicherung eine erhebliche Rolle. So hat man für Deutschland die folgenden Zahlen:

Männer mit vollständiger ärztlicher Untersuchung und erhöhten Prämien.

Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	erstes Jahr	1.—5. Jahr	5.—10. Jahr	10. Jahr u. darüber
30	0,4	1,0	0,9	—
35	0,7	1,3	1,4	—
40	1,4	1,4	1,9	2,2
45	2,1	2,1	1,8	2,4
50	—	2,5	2,6	2,0
55	—	2,6	3,0	3,4

Die Beobachtungen sind nicht sehr zahlreich und die Ergebnisse daher weniger deutlich als oben; doch weisen sie darauf hin, dass die ärztliche Untersuchung eine Anzahl minderwertiger Personen ganz ausscheidet, deren Sterblichkeit namentlich in der ersten Zeit nach der Ablehnung beträchlich sein muss, und somit die niedrigere Sterblichkeit der Versicherten in der ersten Zeit erklärt.

Für die 20 englischen Gesellschaften hat man folgende Zahlen:

Von 100 Personen beider Geschlechter starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Normal-Versicherte	Minderwertige Leben
20—24	0,71	1,2
25—29	0,73	1,2
30—34	0,85	1,2
35—39	0,97	1,3
40—44	1,09	1,4
45—49	1,36	1,8
50—54	1,72	2,5
55—59	2,35	3,1
60—64	3,38	4,5
65—69	4,90	6,1
70—74	7,23	7,9

In allen Altersklassen ist die Sterblichkeit also bedeutend höher unter minderwertigen Leben, als unter Normal-Versicherten. Im ganzen sind übrigens die ersteren verhältnismässig weniger zahlreich, als in Deutschland, und können bei Vergleichung der Vitalität der Versicherten mit derjenigen der allgemeinen Bevölkerung nur wenig in's Gewicht

fallen. Die fernere mittlere Lebensdauer gestaltet sich, für beide Geschlechter zusammen, wie folgt:

Alter (Jahre)	Normal-Versicherte	Minderwertige Leben
20	41,98	36,80
30	35,75	31,03
40	27,57	24,49
50	20,51	18,29
60	13,99	12,62
70	8,68	8,16

Wollte man für beide Gruppen zusammen die mittlere Lebensdauer berechnen, so würde man vielleicht für 20 Jahre etwa 41,7 finden, für 30 35,5, also ein geringes weniger als für Normal-Versicherte. Für die allgemeine Bevölkerung, bei ähnlicher Geschlechtsverteilung wie in den Lebensversicherungsgesellschaften, würde sich vielleicht für 1838—54 39,6 bezw. 32,9 ergeben. Die Gruppen der Versicherten haben also schliesslich eine merklich höhere Vitalität als die allgemeine Bevölkerung.

Nach Versicherungsdauer ergiebt sich für die minderwertigen Versicherten:

Von 100 starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	in den ersten 5 Jahren	nach 5 Jahren
25—29	1,2	1,3
30—34	1,1	1,3
35—39	1,3	1,4
40—44	1,3	1,5
45—49	1,8	1,8
50—54	2,3	2,7
55—59	3,0	3,1
60—64	3,3	4,9
65—69	5,3	6,3
70—74	6,1	8,2

Das Sterblichkeitsniveau erhöht sich also (wie in Deutschland, wenn auch vielleicht in geringerem Grade als dort) etwas im Laufe der Versicherungszeit, doch nicht so sehr wie bei Normal-Versicherten, was auch recht erklärlich ist, da die Voraussicht der Aerzte zum guten Teil sich nur für die erste Zeit nach der Untersuchung geltend machen kann. Berechnet man, wie viele Todesfälle nach der Sterbetafel für gesunde Leben eintreten sollten, so erhält man das nachstehende Resultat.

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 berechnete Todesfälle
	Erfahrung	Berechnung	kamen beobachtete
Erstes Jahr	67	71	—
Erste 5 Jahre	694	560	124
Spätere Versicherungszeit .	1759	1344	131

Die englischen Versicherungen gegen erhöhte Prämie würden bei Zusammenfassung mit den Normal-Versicherten das Sterblichkeitsniveau der letzteren um zwei Prozent erhöhen; und was das Niveau der über zehnjährigen Versicherungen betrifft (oben p. 500), so würde sich wohl als Endresultat ergeben, dass dieses bei Heranziehung der gegen erhöhte Prämie Versicherten wohl auf gegen 1,1 erhöht werden müsste, wenn das Niveau für normale Versicherungen bei allen Arten von Versicherungsdauer zusammen gleich 1,0 gesetzt würde. Dies heisst mit anderen Worten, dass die Auslese der Versicherung, selbst wo die Wirkung der ärztlichen Unter-

suchung ihre wesentliche Bedeutung verloren hat, schliesslich doch noch einen merklichen Einfluss übt, wenigstens bei den Männern (vgl. die Tafel p. 500 oben). Es lässt sich dies teilweise daraus erklären, dass die Versicherten den bevorzugten Gesellschaftsklassen zugehören, immerhin doch wird es notwendig sein, auch die Abgelehnten ins Auge zu fassen.

5. Die Schwierigkeiten dieses Themas liegen auf der Hand, weil die Abgelehnten aus dem Gesichtskreis der Versicherungsgesellschaften verschwinden und Beobachtungen über solche Leben also aus anderen Quellen bezogen werden müssen. Ein interessanter Versuch, auf einer Betrachtung der Todesursachen fussend, wurde schon in den fünfziger Jahren von R. Thompson Jopling gemacht, ohne dass er jedoch zu klaren Ergebnissen gelangen konnte[1]). Später hat Ernst Blaschke die Frage aufgenommen[2]). Derselbe verteilt die Versicherten auf vier Gruppen, nämlich die normalen Leben (Männer nach den Gotha-Beobachtungen mit Weglassung der ersten 6 Beobachtungsjahre) und 3 Gefahrenklassen der minderwertigen Leben. Er findet dann, dass von 10 000 Personen binnen Jahresfrist starben:

Alter (Jahre)	Normale Leben	Minderwertige Leben der Gefahrenklasse		
		1	2	3
30	94	89	120	319
40	93	121	157	347
50	166	204	249	441
60	336	417	484	754
70	722	948	1060	1744

Die erste Gefahrenklasse der Minderwertigen würde wohl im ganzen der Gruppe der gegen erhöhte Prämie Versicherten entsprechen; eine Vergleichung mit der Abstufung der Sterblichkeitsprozente der deutschen Versicherungsgesellschaften (p. 502) zeigt, dass die Zahlen im ganzen das Gepräge der Wahrheit tragen. Was die übrigen Klassen betrifft, so dürfte die Bemerkung zutreffen, dass die Sterblichkeit verhältnismässig weniger mit dem Alter zunimmt, als bei den normalen Leben.

Ein indirektes Verfahren wurde von E. J. Farren (vgl. oben p. 92) vorgeschlagen.

Er will die Sterblichkeit der Versicherten mit derjenigen der ganzen Bevölkerung verglichen wissen. Die Differenz sei dann als von den minderwertigen Leben (deteriorated lives) herrührend zu erklären, und wenn man die Abhängigkeit der Sterblichkeit der Versicherten von der Versicherungsdauer ins Auge fasse, werde man gleichzeitig auch die Sterblichkeit der Abgelehnten nach der seit der Ablehnung verflossenen Zeit kennen lernen. Indessen wird man hierdurch nur eine obere Grenze der Sterblichkeit finden, denn die Bevölkerungsklassen, welche sich nicht an der Lebensversicherung beteiligen, haben voraussichtlich eine höhere Sterblichkeit als die letzteren, während die Methode zur Voraussetzung hat, dass diese Werte gleich sind. Der Fehler wird unter gewissen Umständen sehr gross werden können.

Derartige Berechnungen können also jedenfalls nur als Surrogate gelten, und es wird die Lebensversicherungstechnik die Aufgabe durch

1) Vital Statistics, Part I. Jahr der Veröffentlichung nicht angegeben.

2) Denkschrift zur Lösung des Problems der Versicherung minderwertiger Leben (mit der Gefahrenclassification der zweifelhaften Fälle von Dr. Eduard Buchheim). Wien 1895.

direkte Beobachtungen in Angriff nehmen müssen. Hier möge in dieser Beziehung eine Unterabteilung der dänischen Versicherungsgesellschaft „Danmark“ erwähnt werden, welche minderwertige Leben ohne ärztliche Untersuchung unter gewissen Kautelen versichert. Die Ergebnisse für die ersten 4 Jahre der Wirksamkeit dieser Abteilung sind folgende:

Erstes	Versicherungsjahr	Lebende	397	Verstorbene	14
zweites	„	„	253	„	5
drittes	„	„	170	„	7
viertes	„	„	99	„	8
		Zusammen	919		34

Da die meisten Versicherten in den dreissiger Jahren stehen, wird man erkennen, dass die Zahlen nicht übel mit den Blaschke'schen für die dritte Gefahrenklasse übereinstimmen.

Um direkte Beobachtungen betreffend die Abgelehnten zu beschaffen, hat der gemeinschaftliche Ausschuss der skandinavischen Gesellschaften eine Untersuchung beschlossen, deren vorläufige Ergebnisse für die Gesellschaft „Danmark“ nachstehend angegeben werden sollen[1].

Sämtliche abgelehnte Personen wurden thunlichst von der Ablehnung bis 1899 beobachtet, ausser bei Auswanderung oder Tod. Da die Frauen nicht leicht zu verfolgen sind, wurden sie weggelassen. Im ganzen lagen dann 521 vollständig aufgeklärte Fälle vor, ausserdem 36 unsichere Beobachtungen, bei denen man teils in Unsicherheit über den Zeitpunkt der Auswanderung war, teils nicht wusste, ob die betreffende Person nach einem gewissen Zeitpunkt, bis zu dem sie beobachtet worden war, verstorben war oder nicht. Für diese Personen habe ich eine Doppelberechnung angestellt, indem ich einmal die ungünstigste Annahme machte, dass sie nämlich gestorben wären, sodann die günstigste, dass sie am Leben wären. Sämtliche Personen wurden übrigens spätestens bis zum Jahrestage der Ablehnung im Jahre 1899 beobachtet, falls sie früher ausgewandert oder gestorben waren, bis zum Augenblicke dieser Ereignisse.

Für die sicheren Erfahrungen allein ergab sich:

Alter (Jahre)	Durchlebte Zeit (Jahre)	Sterbefälle	Von 100 Personen starben jährlich
20—30	658,5	11	1,7
30—40	1829,5	32	1,7
40—50	1248,5	26	2,1
50—60	479,5	16	3,0
60—70	161,5	11	7,0
Zusammen	4377,5	96	—

Wie man sieht, ist die Sterblichkeit gross, doch nicht so auffallend, wie die meisten erwarten würden. Selbstverständlich wird diese Sterblichkeit zum guten Teil von der ärztlichen Auswahl abhängen; ist diese eine strenge, dann werden verhältnismässig viele mit noch ganz guten Lebenschancen in die Gruppe der Abgelehnten aufgenommen werden, und umgekehrt.

Es wird jedoch notwendig sein, auch die unsicheren Beobachtungen zu berücksichtigen. Solcher lagen, wie erwähnt, im ganzen 36 vor. Für 10 war die Unsicherheit relativ unschädlich, z. B. Unbestimmtheit des Auswanderungszeitpunktes; im ganzen könnte man ihretwegen höchstens etwa

1) Aeltere, aber unvollkommnere Ergebnisse in meinem früher (p. 122) citierten Bericht: Ströbemœrkninger om Livsforsikringsvœsenets Fremtidopgaver 1897.

50 Lebensjahre zu viel oder zu wenig berechnet haben, was gegenüber der Totalität belanglos ist. 26 Personen waren nicht auffindbar. Für diese habe ich die erwähnten Voraussetzungen gemacht, dass sie entweder verstorben waren, und zwar in der Mitte der Periode, oder dass sie noch lebten. Im ersten Falle erhält man 249 Lebensjahre, im zweiten 168. Das Gesamtergebnis ist nun das folgende, für sichere und unsichere Beobachtungen zusammen:

Alter (Jahre)	Günstigste Annahme			Ungünstigste Annahme		
	Durchlebte Zeit (Jahre)	Sterbefälle	Auf 100 Lebensjahre kommen Todesfälle	Durchlebte Zeit (Jahre)	Sterbefälle	Auf 100 Lebensjahre kommen Todesfälle
20—30	748,5	12	1,6	728,5	21	2,9
30—40	1972,5	32	1,6	1941,5	41	2,1
40—50	1309,5	27	2,1	1285,5	34	2,6
50—60	495,5	16	3	489,5	17	3
60—70	171,5	11	6	171,5	11	6
Zus: 20—70 J.	4697,5	98	—	4616,5	124	—

Bei der ungünstigsten Hypothese erhöht sich also die Sterblichkeit recht bedeutend für die jüngeren Altersklassen; es spricht dies wohl dafür, dass die günstigste Annahme der Thatsachen näher kommt, als die ungünstigste, doch ist es selbstverständlich unmöglich, etwas Positives in dieser Richtung auszusagen. Für die höheren Altersklassen spielen die Korrekturen gar keine Rolle.

Auch hier steht zu erwarten, dass die Dauer der Beobachtung von Einfluss ist. Es dürfte vor der Hand wahrscheinlich sein, dass die Abgelehnten anfangs eine grössere Sterblichkeit haben als später. Dem wird durch die nachstehenden Zahlen wenigstens nicht widersprochen; wegen der Schwierigkeit, hier die unsicheren Erfahrungen auszunutzen, habe ich nur die sicheren verwendet, und zwar unter Zugrundelegung 5jähriger Altersklassen.

Alter (Jahre)	Erstes Jahr nach der Ablehnung		1.—5. Jahr nach der Ablehnung		5. Jahr oder später nach der Ablehnung	
	Anzahl der Todesfälle nach					
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
unter 30	3,2	1	6,7	9	1,1	1
30—40	3,5	6	11,9	12	16,6	14
40—50	1,7	4	6,5	9	17,8	13
50—60	0,4	0	2,0	6	13,6	10
60 u. darüb.	0,5	0	2,0	3	11,5	11
Zusammen	9,3	11	29,1	39	60,6	49

Die berechneten Zahlen sind nach den Lebensjahren der einzelnen Gruppen auf diese verteilt, beruhen also auf der Voraussetzung einer für alle gemeinschaftlichen Sterblichkeit. Eine Abnahme der Sterblichkeit mit Zunahme der seit der Ablehnung verflossenen Zeit ist nach diesen Zahlen nicht ausgeschlossen, und die Ergebnisse stimmen nicht übel mit den Beobachtungen für die oben behandelte Unterabteilung der „Danmark" (p. 508) überein.

Abgelehnt wurden von der Anstalt „Danmark“ 8 Proz. der Anträge, eine Ziffer, die auch für die grosse schwedische Gesellschaft „Thule“ gilt. Für die Lebensversicherungsbank zu Gotha ist sie etwas höher (13 Proz. 1829—78). Jedenfalls handelt es sich um eine nicht ins Gewicht fallende Gruppe, die ausserdem durch die grosse Anfangssterblichkeit rasch vermindert wird, und falls man als sicher annehmen darf, dass die Sterblichkeit der Abgelehnten nach einer Reihe von Jahren seit Ablehnung bedeutend abnimmt, darf man wohl davon ausgehen, dass das Sterblichkeitsniveau der Bevölkerungsgruppe, welche die Versicherungsanstalten benutzt, ein recht günstiges ist[1]).

6. Zu weiterem Eindringen in die Frage nach der Sterblichkeit der normalen Leben kann man die Todesursachen mit Unterscheidung nach Alter und Versicherungsdauer in's Auge fassen. Dies ist bei der oben erwähnten Untersuchung der „Germania“ geschehen. Ich greife hier die Altersklassen heraus, für welche die Beobachtungen einigermassen zahlreich genug sind, um eine so weitgehende Zersplitterung zu gestatten.

Von 1000 versicherten Personen starben jährlich (1857—94).

Todesursache	Alter 31—40 Jahre		Alter 41—50 Jahre		Alter 51—60 Jahre	
	Nach Versicherungsjahren					
	0—5	6 und mehr	0—5	6 und mehr	0—5	6 und mehr
Infektionskrankheiten	1,23	1,04	2,24	1,07	3,43	1,08
Krebs und Geschwulst	0,21	0,32	0,67	1,14	1,97	2,87
Herz-, Arterien- und Venenkrankheiten	0,29	0,62	0,52	1,21	1,42	3,00
Krankheiten d. Nervensystems u. der Sinnesorgane	0,90	1,35	1,95	2,38	4,17	4,68
Lungenentzündung	0,68	0,59	1,32	1,17	2,11	2,08
Lungenschwindsucht	2,39	3,54	2,93	3,87	3,60	4,81
Krankheiten des Verdauungsapparats	0,55	0,67	1,28	2,72	2,25	2,30
Krankheiten der Harnorgane	0,28	0,29	0,52	0,75	1,19	1,59
Selbstmord	0,27	0,27	0,46	0,47	0,66	0,65

Für Selbstmord kann man hier gar keine Bewegung nach Versicherungsdauer wahrnehmen; doch mögen die von Gollmer und Karup gefundenen Zahlen auf eine geringe Erhöhung der Selbstmordhäufigkeit mit zunehmender Versicherungsdauer deuten[2]); die Häufigkeit der Lungenentzündung ist ein wenig kleiner unter den älteren Versicherungen. Etwas ähnliches wurde bei der Gotha-Versicherung gefunden und so erklärt, dass eben die gesundesten und berufstüchtigsten Menschen mehr von den Infektionskrankheiten bedroht sind, als andere, und auch

1) Vgl. ferner Kapper, Zur Beurteilung minderwertiger Leben in versicherungsärztlicher Beziehung, Leipzig und Wien 1897. Hægler, Ueber die Faktoren der Widerstandskraft und die Vorhersage der Lebensdauer beim gesunden Menschen, Basel 1896. Max Kehm, Ueber die Versicherung minderwertiger Leben, Jena 1898. Buchheim, Aerztliche Versicherungs-Diagnostik der vollwertigen und minderwertigen Leben. Wien 1897. Pollock and Chisholm, Medical Handbook of Life Assurance 1895.

2) Dr. Gollmer und Joh. Karup, Die Sterblichkeit nach Todesursachen unter den Versicherten der Gothaer Lebensversicherungsbank f. D. während der Zeit von 1829—1878. Jahrb. für Nat. und Stat. N. F., XX, 1890.

mehr Gelegenheit bieten, akute Lungenaffektionen zu bekommen, weil sie leichter Erkältungen ausgesetzt sind. Dass übrigens bei der Germania die Infektionskrankheiten so häufig in der ersten Zeit nach der Aufnahme auftraten, wird von der Gesellschaft hauptsächlich auf die Thatsache zurückgeführt, dass sie in der Zeit ihrer schnellsten Entwickelung häufig durch Epidemien heimgesucht wurde.

Deutlich erscheint dagegen die Wirkung der Auswahl bei anderen Krankheiten; so bei Krebs, bei Herzkrankheiten und Krankheiten des Nervensystems und vor allem bei Schwindsucht. Uebrigens wird auf die Zahlen auch die Altersbesetzung etwas einwirken, indem die Personen mit einer Versicherungsdauer von 0—5 Jahren innerhalb jeder Altersgruppe durchschnittlich etwas jünger sind als die der zweiten Kategorie. Daher wird die nachstehende Berechnung für Gotha von Gollmer und Karup, die auf 5jährigen Altersklassen fussten, am Platze sein. Es ist hier die Sterblichkeit vom 11. Versicherungsjahr und aufwärts als Grundlage benutzt, um die erwartungsmässigen Todesfälle zu berechnen. Die Zahlen beziehen sich auf das Alter von 36—75 Jahren:

	Erstes Versicherungsjahr		2.—5. Versicherungsjahr		6.—10. Versicherungsjahr	
	Beobachtete Todesfälle	Erwartungsmässige Todesfälle	Beobachtete Todesfälle	Erwartungsmässige Todesfälle	Beobachtete Todesfälle	Erwartungsmässige Todesfälle
Infektionskrankheiten	92	77	337	326	403	405
Konstitutionelle Krankheiten	12	42	132	193	252	279
Krankheiten des Centralnervensystems	36	70	263	320	459	470
„ der Atmungsorgane	76	206	654	881	1018	1135
„ der Cirkulationsorgane	27	62	168	285	311	414
„ der Ernährungsorgane	32	47	202	212	286	301
„ der Harnorgane	10	17	53	78	101	117
Typhus	65	47	219	201	249	251
Bösartige Neubildung	10	33	118	154	209	228
Gehirnschlagfuss	21	28	131	133	243	217
Krankh. d. Gehirns u. Geisteskrankh.	14	33	106	143	181	191
Akute Krankheiten der Luftwege	20	29	137	131	210	191
Lungenschwindsucht	46	163	461	672	686	792
Chronischer Lungenkatarrh	1	8	25	47	70	103
Morbus Brightii	8	13	37	54	73	70
Diabetes	1	5	7	22	21	27
Allgemeine Sterblichkeit	325	565	1948	2483	3040	3358

Wie man sieht, ist die Wirkung der Auswahl im ersten Versicherungsjahr für Lungenschwindsucht ausserordentlich gross; da diese Krankheit unter die Krankheiten der Atmungsorgane aufgenommen ist, wird man erkennen, dass die übrigen Krankheiten dieser Gruppe wenig von der Auswahl beeinflusst werden. Die Infektionskrankheiten erscheinen wesentlich unabhängig von der Versicherungsdauer; dies gilt dagegen nicht für die Krankheiten des Centralnervensystems (worunter Gehirn- und Geisteskrankheiten).

Unter den Erscheinungen von symptomatischer Bedeutung wird oft das Körpergewicht der Antragsteller angeführt. So wurde bei einer

Untersuchung der „Mutual Life of New York" v. J. 1877 festgestellt, dass unter 227 Versicherten mit einem Eintrittsalter von 30—40 Jahren — einer Periode, wo das Körpergewicht eine gewisse Stabilität erreicht hat — die an Tuberkulose starben, 48 mehr als das normale Körpergewicht hätten, 179 weniger. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangten auch andere Versicherungsgesellschaften. Es wurde namentlich konstatiert — freilich, wie es scheint, meist ohne Rücksicht auf die Wechselbeziehung zwischen Alter und Gewicht — dass bei nachweisbarer erblicher Belastung, das unternormale Gewicht ein schlechtes Indicium abgab[1]). Macauley teilt betreffend die Washington Life Insurance Company folgende Tafel mit:

Von 100 Todesfällen überhaupt kamen auf Tuberkulose

Bei Personen mit	wenn die betreffenden erblich oder persönlich belastet waren	wenn keine Belastung nachweisbar war
übernormalem Gewicht	6	5
normalem Gewicht	27	16
unternormalem Gewicht	48	24
Zusammen	28	15

In beiden Klassen ist also die Gefahr an Tuberkulose zu sterben kleiner für die Uebergewichtigen, als für die anderen; und die Gefahr war für die Untergewichtigen besonders gross, wenn gleichzeitig eine erbliche Belastung nachweisbar war. Macauley's eigene Untersuchungen bestätigen dies.

Mc Clintock giebt in seiner oben citierten Abhandlung an, dass auch das sehr hohe Gewicht, wenigstens in Verbindung mit erblicher Belastung, von Bedeutung zur Beurteilung des Gesundheitszustandes ist. Eine von ihm angestellte Untersuchung ergab, dass versicherte Personen mit sehr grossem Gewicht, deren Eltern (oder eines derselben) bei der Aufnahme unter 70jährig gestorben waren, eine höhere Sterblichkeit hatten, als wo dies nicht der Fall war.

7. Was die erbliche Belastung betrifft, so hat A. Hess einige interessante Beobachtungen für die Baseler Lebens-Versicherungs-Gesellschaft mitgeteilt[2]). Im ganzen operiert er dabei mit 6772 Todesfällen, und zwar in der Weise, dass er fragt, wie viele der Todesfälle auf eine bestimmte Krankheit oder Todesursache fielen, und wie viele von den Verstorbenen Familienbelastung an der betreffenden Krankheit hatten. Leider sind mehrere der Zahlen zu klein, um zu vollständig sicheren Ergebnissen zu führen. Eine erbliche Belastung scheint für Alkoholismus zu bestehen: 127 Versicherte starben an dieser Krankheit; Familienverzeichnungen von Alkoholismus gab es für 100 von allen 6772 Versicherten; von diesen fielen 12 auf die 127 an Alkohol Verstorbenen. Nach einer pro rata-Berechnung wären nur etwa 2 zu erwarten gewesen. 1022 Personen, die an Krankheiten des Nervensystems, Hirnschlag oder Selbstmord starben, hatten im ganzen 73 Familienverzeichnungen von Krankheiten des Nervensystems. Familienverzeichnungen an dieser Krankheit gab es im ganzen 356. Erwartungsmässig hätte es also statt 73 nur 39 Fälle dieser Art geben sollen. Eine Erblichkeit ist somit auch hier nicht ausgeschlossen.

---

1) T. B. Macauley: Weight and Longevity. Quarterly Publications of the American Statistical Association. New Series, II. 1891.

2) 7066 Todesfälle der Baseler Lebens-Versicherungs-Gesellschaft medizinisch und statistisch bearbeitet. Leipzig 1899.

Wenn ein Antragsteller eine Familiendisposition zu Cirkulationsstörungen hat, scheint dies die Wahrscheinlichkeit zu erhöhen, dass derselbe an einer Krankheit dieser Art sterben wird; auch zwischen Hirnschlag und Familiendisposition zu Cirkulationsstörungen scheint eine Verbindung möglich. Ebenfalls dürfte eine Familienbelastung mit Rücksicht auf Krebs die Wahrscheinlichkeit des Versicherten, an dieser Krankheit zu sterben, etwas erhöhen. Eine entsprechende Erhöhung scheint sich auch für Tuberkulose nachweisen zu lassen, wenngleich diese viel geringer ist, als man gemeinhin erwarten dürfte. Im Ganzen hat man 979 Familienbelastungen mit Tuberkulose und 1648 Todesfälle an Tuberkulose unter den Versicherten. Statt der erwartungsmässigen 238 fallen thatsächlich 286 Familienbelastungen auf die Tuberkulose-Sterbefälle[1]).

Eine Untersuchung der Erfahrungen einer englischen Versicherungsgesellschaft durch W. R. Dovey ergab für 100 Versicherte, die an Tuberkulose starben, 15 mit einer Familienbelastung an dieser Krankheit, für 100, die an anderen Krankheiten starben, war die entsprechende Zahl 11[2]).

Doch kann man gegen derartige Methoden zwei Einwendungen erheben. Erstens liegen die Verhältnisse äusserst verwickelt, so dass eine solche elementare Berechnung kaum zulässig ist; insbesondere sollte die Altersbesetzung der Antragsteller berücksichtigt werden. Zweitens ist es allerdings interessant, derartige Verbindungen nachweisen zu können, aber man lernt daraus nur wenig mit Rücksicht auf die Lebensaussichten der Antragsteller. Hierzu würde es notwendig sein, auch die Lebenden zu beobachten, indem man fragt, welches die Lebensaussichten sind für solche Personen, die bei der Antragstellung Familiendispositionen irgend einer Art hatten. Eine derartige Berechnung habe ich für die „Danmark“ versucht (vgl. die oben p. 122 citierte Abhandlung: Ströbemœrkninger...).

Zu dem Ende wurde für die Versicherten mit Familienbelastung durch Tuberkulose berechnet, wie viele Todesfälle nach der allgemeinen Sterblichkeit eingetroffen sein sollten. Man erhielt dann folgendes Ergebnis:

	Anzahl der Todesfälle nach			
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
	von Anfang der Versicherung an		bei Ausschluss der ersten fünf Versicherungsjahre	
Personen mit Normalprämien	22	12,35	18	7,52
„ „ erhöhten Prämien	14	8,16	11	5,51
Zusammen	36	20,51	29	13,03

Klein, wie die Zahlen sind, scheinen sie doch recht deutlich auf einen Zusammenhang der Familienanlage mit einer erhöhten Sterblichkeit hinzuweisen.

Auch für Krebs ist ein solcher Zusammenhang nicht ausgeschlossen; die Zahlen sind aber auf diesem Gebiete leider sehr klein. Auf 7,0 er-

1) Auch Croner: Die Bedeutung der Lungenschwindsucht für die Lebensversicherungsgesellschaften, Berlin 1899, gelangt zu dem Ergebnis, dass die Heredität für die Aetiologie der Tuberkulose nicht von einschneidender Bedeutung ist.

2) On the Influence of Selection on the Mortality from different Classes of Diseases amongst Assured Lives. Journal. Inst. Act., XXIII, 1882; vgl. auch T. B. Macauley: Consumptive Family History. Ibidem XXX, 1893.

wartungsmässige Todesfälle der Personen mit Familienbelastung durch Krebs kommen 14 thatsächliche.

Aber auch Untersuchungen dieser Art sind etwas einseitig. Es hat allerdings ein ausserordentlich grosses Interesse, die Versicherten zur Zeit des Antrages auf Versicherung oder später nach verschiedenen Klassen zu unterscheiden, nicht nur mit Rücksicht auf erbliche Belastung, sondern überhaupt nach allerlei Merkmalen, so z. B. die Syphilitiker, solche die Appendicitis gehabt haben, u. s. w. zu isolieren, um dann Sterblichkeitsintensitäten berechnen zu können, die als rationelle Unterlage der Prämienskala verwendbar sind. Aber wenn es gilt, den Einfluss der Vererbung oder anderer Umstände auf die Sterblichkeit zu bestimmen, so müssen auch die Abgelehnten berücksichtigt, oder es muss eine alle Arten von Gesundheitszuständen umschliessende Bevölkerungsgruppe in Betracht gezogen werden.

Die Bedeutung dieser Einwendung wird daraus erhellen, dass die Gesellschaften eine sehr verschiedene Praxis gegenüber den Anträgen auf Versicherungen üben. Einige sind verhältnismässig liberal, andere sehr streng; das letztere gilt für die Gesellschaft, deren bezügliche Beobachtungen H. W. Manly bearbeitet hat[1] (the Mutual Life Assurance Society). Dieselbe nimmt nur Leben erster Klasse an und würde die Gesundheit des Antragstellers besonders scharf prüfen, wenn in seiner Familie ein Todesfall an einer Brustkrankheit vorgefallen ist. Die Sterblichkeit der Betreffenden war denn auch verhältnismässig niedrig. Im ganzen fand Manly 146 nach der H^M Table berechnete Sterbefälle gegen 153 thatsächliche; zu diesen fügt er allerdings die Fälle zu, wo die Mutter oder eine Schwester im Kindbett starben (85 erwartete, 102 thatsächliche Todesfälle) und hat dann schliesslich 231 erwartete gegen 255 beobachtete Fälle. Wäre die Gesellschaft weniger streng gegenüber dem im Verdacht erblicher Tuberkulose stehenden Antragsteller verfahren, so würde die Sterblichkeit vielleicht viel höher ausgefallen sein, und es ist somit bedenklich, diesen Ergebnissen eine weitergehende Bedeutung als für die Gesellschaft selbst beizulegen.

8. Um meinerseits einen Beitrag zur Lösung der vorliegenden Aufgaben zu liefern, habe ich das früher erwähnte Beobachtungsmaterial, welches Ch. Ansell als Grundlage seiner Family Statistics (1874) diente, einer Bearbeitung unterworfen, und ich will nunmehr die Hauptergebnisse derselben mitteilen[2].

Das Interesse knüpft sich namentlich an die Tuberkulose, und wesentlich für sie ist es möglich, zu positiven Ergebnissen zu gelangen. Freilich hat die moderne Auffassung dieser Krankheit die ganze Aufgabe in ein etwas anderes Licht gerückt, und die gewonnenen Zahlen werden von ärztlicher Seite anders als früher gedeutet werden. Wenn man, wie wir dies gleich sehen werden, eine erhöhte Sterblichkeit der Personen mit Familienbelastung nachweisen kann, wird man diese Wirkung vielleicht zum Teil auf Ansteckung zurückführen, zum Teil darauf, dass die betreffenden unter denselben gesundheitsschädlichen

---

1) An Attempt to measure the Extra Risk arising from a Consumptive Family History when the Life proposed for Assurance is physically Sound and Healthy. Journ. Inst. Act., XXX, 1893; vgl. ibid. T. Glover Lyon: Remarks on Consumption in relation to Life Assurance und die nachfolgende Diskussion.

2) Vgl. oben p. 369.

Einflüssen (Armut, Wohnung u. s. w.) stehen. Einigermassen kann man allerdings derartige störende Ursachen neutralisieren, indem man z. B. die belasteten Personen erst einige Jahre nach dem die Belastung begründenden Ereignis unter Beobachtung nimmt; damit werden aber jene Einwände nicht ganz entkräftet. Wo dann endlich doch von einer Wirkung der bezüglichen Auslese sich reden lässt, kann man selbstverständlich darüber streiten, wie die gewonnenen Ergebnisse aufzufassen sind, ob man überhaupt von einer hereditären Schwindsucht sprechen kann oder nur von einer erblichen Disposition dafür. Diese letztere Frage ist allerdings von untergeordneter Bedeutung, wenn es sich darum handelt, die Vitalität der Betreffenden zu bestimmen [1]).

Eine specielle Schwierigkeit der erwähnten Untersuchung liegt darin, dass die Angabe der Todesursachen nur lückenhaft und teilweise unvollkommen ist; überhaupt war leider ein Teil der Verzeichnisse durch Feuchtigkeit unlesbar geworden, auf den übrigen fehlt in einer Reihe von Fällen die Todesursache ganz, und wo dieselbe angegeben ist, beruht sie häufig nur auf der Auffassung des Laien; es ist daher nicht immer leicht, die passende Gruppe für die Todesursachen zu finden. Doch darf man wohl annehmen, dass diese Fehlerquellen zwar die Hauptergebnisse etwas verschleiern (vgl. oben p. 118), aber doch kein Zerrbild hervorbringen; die Sterblichkeitskoëfficienten, die aus dem lückenhaften Material, das mir zu Gebote stand, berechnet wurden, sind überhaupt nicht von den Ansellschen Zahlen wesensverschieden, und wo doppelte Familienaufzeichnungen vorliegen, stimmen die Angaben der Todesursachen leidlich überein.

Um nun mit der Tuberkulose zu beginnen, so habe ich sämtliche Familienaufzeichnungen herausgegriffen, nach denen der Vater, die Mutter oder eines ihrer Kinder an Schwindsucht oder einer anderen Krankheit, die in der populären Nomenklatur dasselbe bezeichnet, gestorben sind. Von dem Augenblicke an, da ein Todesfall an Schwindsucht eingetreten ist, habe ich die Familie als unter Observation stehend betrachtet und untersucht, wie die Sterblichkeitsverhältnisse der Kinder der betreffenden Familie bis zu dem Zeitpunkte, da das Schema ausgefüllt wurde, gewesen sind. Nachdem ich das Material auf diese Weise bearbeitet hatte, habe ich die Sterblichkeit mit der von der National Life Assurance Society auf Grundlage des ganzen Materials gefundenen allgemeinen Sterblichkeit verglichen. So ergab sich die folgende Tabelle, in welcher übrigens aus praktischen Rücksichten das erste Lebensjahr nicht in Betracht gezogen ist; nach dem hier vorliegenden begrenzten Material zu urteilen, bietet diese Altersklasse nichts von besonderem Interesse.

(Siehe Tabelle p. 516.)

Nach den gewöhnlichen Sterblichkeitsverhältnissen sollte man also 274 Todesfälle unter den Männern und 230 unter den Frauen erwarten. In Wirklichkeit sind aber 363 und 304 eingetroffen, also ein Drittel mehr. Diese abnorme Sterblichkeit zeigt sich aber nicht in sämtlichen Altersstufen.

1) Die meisten der im folgenden mitgeteilten Ergebnisse wurden im Assecuranz-Jahrbuch veröffentlicht. Vgl. Einige Bemerkungen über den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit, X (1889); Ueber die Vererbung der Schwindsucht, XIV (1893); Ueber den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit, XVI (1895). Vgl. auch: Some Remarks on the Mortality among Persons with Consumptive Family History. Economic Journal, IV, 1894. Ein Teil der Ergebnisse wurde bisher nicht veröffentlicht.

Alter (Jahre)	Lebensjahre	Sterblichkeitspercent		Anzahl der Todesfälle			
		nach der allgemeinen Sterblichkeitstafel	für phthisische Familien berechnet	an Schwindsucht	an anderen oder unbekannten Ursachen	Zus.	nach der allgemeinen Sterblichkeitstafel zu erwarten
Männer:							
1—5	451,5	1,35	3,10	1	13	14	6,1
5—10	1 332,0	0,55	0,98	2	11	13	7,3
10—15	2 196,0	0,36	0,73	7	9	16	7,9
15—20	3 037,0	0,61	0,92	15	13	28	18,5
20—25	3 491,0	0,92	1,60	28	28	56	32,1
25—35	7 276,0	0,95	1,17	29	56	85	69,1
35—45	5 763,0	1,05	1,20	18	51	69	60,5
45—55	3 240,5	1,36	1,48	9	39	48	44,1
55—65	1 190,0	2,36	2,86	—	34	34	28,1
Zusammen	27 977,0	—	—	109	254	363	274
Frauen:							
1—5	428,0	1,28	0,57	1	10	11	5,5
5—10	1 265,0	0,49	0,40	1	4	5	6,2
10—15	2 184,5	0,42	0,50	7	4	11	9,2
15—20	2 959,5	0,69	1,62	36	12	48	20,4
20—25	3 577,5	0,66	1,03	19	18	37	23,6
25—35	8 256,5	0,72	1,12	43	48	91	59,4
35—45	5 548,5	0,81	0,79	18	26	44	44,9
45—55	3 634,0	0,91	0,82	6	23	29	33,1
55—65	1 591,5	1,72	1,76	3	25	28	27,4
Zusammen	29 445,0	—	—	134	170	304	230

Wenngleich die Sterblichkeitsprozente für phthisische Familien aus einem zu wenig umfassenden Material hervorgegangen sind, um vollständig zuverlässig zu sein, so wird man doch mit Sicherheit erkennen, dass der Unterschied zwischen den beiden Sterblichkeitstafeln sich hauptsächlich im Alter von 15—35 Jahren zeigt, also in dem Alter, welches man das specifisch „phthisische" nennen könnte.

Am deutlichsten tritt dies hervor, wenn man, wie in folgender kleinen Uebersicht, die Zahl der erwartungsmässigen Todesfälle mit derjenigen der beobachteten vergleicht.

Alter (Jahre)	Männer		Frauen		Beide Geschlechter zusammen	
	Anzahl der Todesfälle					
	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung
1—15	43	21,3	27	20,9	70	42,2
15—35	169	119,7	176	103,4	345	223,1
35—65	151	132,7	101	105,4	252	238,1
Zusammen	363	273,7	304	229,7	667	503

Man wird aus dieser Tafel ersehen, dass im Alter 35—65 die Sterblichkeit in den phthisisch belasteten Familien ungefähr dieselbe ist, wie in der allgemeinen Bevölkerung. Der Unterschied ist nicht grösser, als dass er sich aus zufälligen Ursachen erklären lässt. Ein umfassenderes Material wird vielleicht bestätigen, dass unter Männern, welche phthisischen Familien zugehören, die Sterblichkeit nach 35 Jahren etwas höher ist, als sonst; der Unterschied beträgt aber hier nur das $1\frac{1}{3}$ fache des mittleren Fehlers. Unter den Frauen ist die erwartungsmässige Sterblichkeit sogar ein wenig höher als die beobachtete, was jedoch wieder durchaus zufällig sein könnte. Die Anzahl der Todesfälle an Phthisis ist auch in dieser Lebensperiode verhältnismässig klein, wobei aber nicht zu vergessen ist, dass mehrere Phthisis-Todesfälle unter den Todesfällen mit unbekannter Ursache enthalten sein könnten.

Um so grösser stellt sich der Unterschied für die jüngeren Jahre. Bei den Knaben unter 15 Jahren wenigstens liegt sicher eine kräftig wirkende Ursache vor, und es ist wohl nicht unwahrscheinlich, dass eine umfassendere Untersuchung auch für Mädchen unter 15 Jahren einen schärferen Unterschied enthüllen würde. Am deutlichsten tritt aber die erhöhte Sterblichkeit in der nächsten Lebensperiode, der eigentlich „phthisischen" hervor, im Alter von 15—35 Jahren.

Für beide Geschlechter zusammen wären in dieser Lebensperiode 223 Todesfälle zu erwarten gegen 345 beobachtete, und die faktische Sterblichkeit übersteigt also die erwartungsmässige um 55 Prozent. Die Anzahl der bekannten Phthisis-Todesfälle war 170, diejenige der Todesfälle aus anderen oder unbekannten Ursachen dagegen 175, also ungefähr dieselbe. In der allgemeinen Bevölkerung Englands ist das Verhältnis ein anderes; hier beträgt die Anzahl der Phthisis-Todesfälle nur etwas über ein Drittel sämtlicher Todesfälle. Wenn also ein Mitglied einer Familie an Phthisis gestorben ist, liegt eine nicht geringe Gefahr für die anderen Mitglieder der Familie vor, an derselben Krankheit zu sterben, während die Sterblichkeit an anderen Ursachen nicht so erheblich erhöht wird. Sollten nun die gewonnenen Ergebnisse durch künftige Beobachtungen bestätigt werden, so wird man für die mit Tuberkulose erblich belasteten Personen eine Sterbetafel aufstellen müssen, die ganz anders aussähe, als die übliche; sie hätte einen charakteristischen Buckel im kräftigen Lebensalter. Aus versicherungstechnischen Gründen würde man daher wohl eine etwaige Zuschlagsprämie für solche Versicherungen auf eine kürzere Lebensperiode verteilen müssen.

Um nun wenigstens teilweise die Wirkung der Ansteckung zu isolieren, habe ich in der folgenden Tafel die betreffenden Personen erst 5 Jahre nach Eintritt des ersten Todesfalls an Schwindsucht in ihrer Familie in Betracht gezogen.

(Siehe Tabelle p. 518.)

Die Sterblichkeit nach dieser Tafel, die also den Einfluss der Vererbung reiner darstellen dürfte, als die bisher mitgeteilten, ist bleibend höher als gewöhnlich, und die Sterblichkeit an Phthisis spielt im Alter von 15—35 Jahren weiter eine bedeutende Rolle. Doch ist die Sterblichkeit nach diesen allerdings wenig umfassenden Beobachtungen kleiner, als wenn man die ersten 5 Beobachtungsjahre einschliesst. Der Unterschied zwischen der beobachteten Anzahl der Todesfälle und der nach der Tafel für phthisische Familien berechneten ist aber für beide Geschlechter zusammen nur etwa gleich dem mittleren Fehler.

Sterblichkeit in phthisischen Familien mit Weglassung der ersten fünf Beobachtungsjahre:

Alter (Jahre)	Lebensjahre	Anzahl der Todesfälle				
		an Schwindsucht	aus anderen Ursachen oder unbekannten Todesursachen	Zusammen	nach der allgemeinen Sterblichkeitstafel berechnet	nach der Tafel für phthisische Familien berechnet
Männer:						
5—10	412,0	1	4	5	2,3	4,0
10—15	1 196,5	2	7	9	4,3	8,7
15—20	1 927,5	11	5	16	11,8	17,7
20—25	2 498,5	22	18	40	23,0	40,0
25—35	5 792,5	26	35	61	55,0	67,8
35—45	5 154,5	17	46	63	54,1	61,9
45—55	3 082,5	6	40	46	41,9	45,6
55—65	1 161,5	—	32	32	27,4	33,2
Zusammen	21 225,5	85	187	272	220	279
Frauen:						
5—10	415,0	—	1	1	2,0	1,7
10—15	1 128,5	3	4	7	4,7	5,6
15—20	1 899,0	18	5	23	13,1	30,8
20—25	2 544,5	9	12	21	16,8	26,2
25—35	6 133,5	32	33	65	44,2	68,7
35—45	5 253,5	17	25	42	42,6	41,5
45—55	3 519,0	6	23	29	32,0	28,9
55—65	1 518,0	3	24	27	26,1	26,7
Zusammen	22 411,0	88	127	215	182	230

Um einen Ueberblick über diese Verhältnisse zu gewinnen, kann man die folgende Uebersicht aufstellen:

Sterblichkeit in phthisischen Familien bei Weglassung der ersten fünf Beobachtungsjahre (beide Geschlechter):

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle		
	nach Erfahrung	nach Berechnung	
		Allgemeine Sterbetafel	Sterblichkeit in phthisischen Familien
5—15	22	13,3	20,0
15—35	226	163,9	251,2
35—65	239	224,1	237,8
Zusammen	487	401	509

Die Altersklassen 35—65 und 5—15 Jahre zeigen also fast ganz dieselbe Sterblichkeit, wie wenn man die ersten 5 Beobachtungsjahre mitrechnet. Dagegen lässt sich erkennen, dass das Alter von 15—35 Jahren

jetzt eine etwas niedrigere Sterblichkeit aufweist. Zieht man nur die ersten 5 Beobachtungsjahre in Betracht, so ergiebt die Erfahrung für dieselbe Altersklasse 119 Sterbefälle, die Rechnung nach der Phthisis-Sterbetafel 94.

Man könnte versucht sein, aus den gefundenen Zahlen zu schliessen, dass die Wirkung der hier ins Spiel tretenden Ursachen etwas früher zum Vorschein kommt, wo eine erbliche Belastung vorliegt, als wo eine solche nicht feststellbar ist. Dies stimmt jedenfalls mit einigen von R. E. Thompson auf Grundlage von Krankenhausbeobachtungen angegebenen Zahlen überein [1]). Es erwies sich nach diesen Beobachtungen, dass die Patienten mit erworbener Phthisis nicht unerheblich älter waren, als die mit „ererbter".

Das Material zerfällt übrigens naturgemäss in drei Abteilungen, je nachdem der Vater, die Mutter oder eins der Geschwister der Schwindsucht erlegen ist. In der folgenden Uebersicht gehe ich auf diese Dreiteilung ein und zwar zunächst ohne Weglassung der ersten 5 Jahre. Die zum Vergleich benutzte Sterblichkeitstafel ist die für das ganze Material geltende.

Alter (Jahre)	Eins d. Geschwister		Der Vater		Die Mutter		Zusammen	
	sind an Schwindsucht gestorben. Anzahl der Todesfälle							
	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung
Männer:								
1—15	23	12,1	2	1,5	18	7,8	43	21,4
15—35	126	91,3	13	8,2	30	20,2	169	119,7
35—65	124	112,9	5	5,5	22	14,3	151	132,7
Zusammen	273	216,3	20	15,2	70	42,3	363	273,8
Frauen:								
1—15	14	12,4	1	1,8	12	6,7	27	20,9
15—35	144	80,9	12	7,0	20	15,5	176	103,4
35—65	97	89,9	1	4,6	3	10,8	101	105,3
Zusammen	255	183,2	14	13,4	35	33,0	304	229,6

Nach diesen Erfahrungen scheint also für eine junge Person, von deren Geschwistern eines an Tuberkulose verstorben ist, die Wahrscheinlichkeit verhältnismässig gross zu sein, dass auch sie eines frühzeitigen Todes sterben werde, während der Umstand, dass der Vater an Schwindsucht gestorben ist, vielleicht eine geringere Rolle spielt. Dagegen hat die Tuberkulose der Mutter einen recht bedeutenden Einfluss auf den Gesundheitszustand des Kindes, jedenfalls in den jüngeren Jahren, und es spricht manches dafür, dass sich die Krankheit zeitiger zeigt, wenn sie von der Mutter, als wenn sie von einem der Geschwister herrührt. Auch hier erscheint es jedoch wünschenswert, die ersten 5 Jahre wegzulassen, wie dies in der nachstehenden Uebersicht geschehen ist (für beide Geschlechter zusammen):

1) The Different Aspects of Family Phthisis. London 1884.

Alter (Jahre)	Eins der Geschwister		Der Vater		Die Mutter		Zusammen	
	sind an Schwindsucht gestorben. Anzahl der Todesfälle							
	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung
5—15	15	7,5	0	1,3	7	4,6	22	13,4
15—35	165	120,3	23	12,6	38	30,9	226	163,8
35—65	209	189,9	6	9,7	24	24,6	239	224,2
Zusammen	389	317,7	29	23,6	69	60,1	487	401,4

Für die ersten 5 Jahre der Beobachtungszeit erhält man nun für beide Geschlechter zusammen im Alter 1—35 Jahre, wenn eines der Geschwister an Schwindsucht verstorben ist, 127 beobachtete Fälle gegen 69 berechnete, wenn der Vater an Schwindsucht verstorben ist, 5 resp. 5 und wenn die Mutter, 35 resp. 15. Der frühzeitige Einfluss des Todes der Mutter zeigt sich also auch hier, nur muss wieder wegen des geringen Umfanges des Materials gegen voreilige Schlüsse Verwahrung eingelegt werden.

Man könnte nun weiter fragen, welchen Einfluss der Umstand, dass nicht nur ein, sondern wiederholte Fälle von Schwindsucht in einer Familie aufgetreten sind, auf den Gesundheitszustand der übrigen Familienmitglieder übt. Selbstverständlich ist ein mit diesem Augenmerke bearbeitetes Material nicht ganz homogen, denn in einer zahlreichen Familie wird offenbar selbst unter guten Gesundheitsverhältnissen ein Schwindsuchtstodesfall leichter eintreten können, als wenn die Familie nur wenige Glieder zählt. Es gilt hier aber nur zu erkennen, ob der zweite Todesfall im grossen und ganzen eine erhöhte Sterblichkeit für die übrigen Familienmitglieder indiciert oder nicht, wozu unsere Methode ausreichen wird.

Es wird also eine jede Person unter Beobachtung genommen, wenn zwei Phthisis-Todesfälle in ihrer Familie festgestellt sind. Die folgende Tafel enthält die Ergebnisse.

Alter (Jahre)	Lebensjahre	Anzahl der Todesfälle			
		an Schwindsucht	Ueberhaupt	nach der allgemeinen Sterblichkeitstafel berechnet	nach der Tafel für phthisische Familien berechnet
Männer:					
1— 5	35,0	1	3	0,5	1,1
5—10	137,5	1	1	0,8	1,3
10—15	293,5	2	5	1,1	2,1
15—20	470,5	6	7	2,9	4,3
20—25	646,5	11	19	5,9	10,3
25—35	1523,5	11	28	14,5	17,8
35—45	1400,5	5	21	14,7	16,8
45—55	921,5	4	17	12,5	13,6
55—65	377,0	—	8	8,9	10,8
Zusammen	5805,5	41	109	62	78

Alter (Jahre)	Lebensjahre	Anzahl der Todesfälle			
		an Schwindsucht	Ueberhaupt	nach der allgemeinen Sterblichkeitstafel berechnet	nach der Tafel für phthisische Familien berechnet
Frauen:					
1—5	22,0	—	—	0,3	0,5
5—10	90,0	—	1	0,4	0,4
10—15	236,5	1	2	1,0	1,2
15—20	398,5	8	10	2,7	6,5
20—25	571,0	9	12	3,8	5,9
25—35	1582,5	12	20	11,4	17,7
35—45	1628,0	5	13	14,5	12,9
45—55	1138,5	7	11	10,4	9,3
55—65	536,5	1	16	9,2	9,4
Zusammen	6203,5	43	85	54	64

Eine bedeutende Erhöhung der Sterblichkeit ist nach diesen Beobachtungen unverkennbar. Wenn man die durchschnittliche Sterblichkeit in phthisischen Familien als Massstab benutzt, ergeben sich für beide Geschlechter zusammen 142 Todesfälle gegen 194 beobachtete, d. h. die faktische Sterblichkeit übersteigt die erwartungsmässige um mehr als $\frac{1}{3}$. In einem Falle mehrfacher vorausgegangener Schwindsuchtsfälle in einer Familie (besonders selbstverständlich in einer kleinen) würde eine Versicherungsgesellschaft also besonders vorsichtig bei Behandlung der Versicherungsanträge vorgehen müssen.

Bei Zusammenziehung obiger Zahlen ergiebt sich schliesslich folgende Uebersicht (für beide Geschlechter):

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle		
	nach Erfahrung	nach der allgemeinen Sterblichkeitstafel	nach der Tafel für phthisische Familien
1—15	12	4,1	6,6
15—35	96	41,2	62,5
35—65	86	70,2	72,8
Zusammen	194	116	142

Die Abweichungen zwischen Erfahrung und Berechnung sind also — dem mittleren Fehler gegenüber — für das Alter 15—35 recht bedeutend. In diesem Lebensabschnitt kamen etwa drei Fünftel aller Todesfälle auf Schwindsucht; ob auch in den späteren Lebensjahren eine solche Erhöhung stattfindet, ist weniger sicher, wenngleich nicht unwahrscheinlich. Leider sind Manly's oben angeführte Beobachtungen nicht zahlreich genug, um sie hier verwerten zu können, zumal auch die oben angeführte strenge Praxis der Gesellschaft als störende Ursache hinzukommt. Auch die von mir behandelten Beobachtungen werden bei weitergehender Zerlegung meist zu klein, um zu endgültigen Schlüssen zu führen. Hier mögen jedoch noch die Ergebnisse einer Sterblichkeitsuntersuchung für Familien, in denen drei Phthisis-Todesfälle festgestellt sind, Platz finden.

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle für beide Geschlechter zus.		
	nach Erfahrung	nach der allgem. Sterblichkeits-tafel	nach der Tafel für phthisische Familien
1—15	5	0,9	1,4
15—35	29	12,2	18,4
35—65	31	22,2	23,2
Zusammen	65	35	43

Auch diese Zahlen scheinen auf eine nicht geringe Erhöhung der Sterblichkeit hinzudeuten; es ist die Möglichkeit vorhanden, dass diese Erhöhung eine noch grössere ist, als bei Familien mit zwei Schwindsuchtstodesfällen; ob aber spätere umfangreichere Beobachtungen dies bestätigen werden, muss dahingestellt bleiben [1]).

Eine Materialsammlung zur Beleuchtung der Vererbung hat Fr. Galton geliefert [2]). Nach seinen Ermittelungen betreffend die Tuberkulose scheint man feststellen zu können, dass dieselbe häufiger vorkommt in Familien, wo schon ein Fall eingetreten ist, als im allgemeinen. Die Beobachtungen wurden so bearbeitet, dass die schwereren Formen der Einzelfälle ein grösseres Gewicht erhielten, als die leichteren; ein ausgesprochener Fall wurde gleich 1 gesetzt, ein leichterer je nachdem gleich $\frac{3}{4}$, $\frac{1}{2}$ und $\frac{1}{4}$. Diese Methode wird aller Wahrscheinlichkeit nach trotz der dabei waltenden Willkür ein zutreffendes Bild der Hauptzüge geben, wenngleich die Orginalzahlen ohne jene Gewichtsberechnung ergiebiger sein dürften, aber leider gestatten die Beobachtungen keine eigentliche Untersuchung der verschiedenen Vitalität bei erblicher Belastung oder ohne solche [3]).

9. Was die übrigen Krankheiten betrifft, so wird es schon wegen der Unbestimmtheit der populären Nomenklatur schwierig sein, aus dem Ansell'schen Beobachtungen bestimmte Schlüsse zu ziehen. So fanden sich bei Gehirnkrankheiten 21 verschiedene, mehr oder weniger unsichere Unterabteilungen. Greift man unter diesen Tuberkeln im

---

1) Eine interessante, wenngleich nicht sehr umfassende Materialsammlung ähnlicher Art wie die Ansell'sche hat A. Riffel geliefert: Die Erblichkeit der Schwindsucht und tuberkulösen Prozesse, Karlsruhe 1890; leider sind die unbestimmten Fälle (namentlich wegen Auswanderung) recht zahlreich, doch dürfte eine Bearbeitung dieser Beobachtungen nicht ergebnislos sein.

2) Natural Inheritance. London 1889.

3) Mit Rücksicht auf die Frage nach der Erblichkeit der Tuberkulose siehe u. a. A. Gärtner: Ueber die Erblichkeit der Tuberkulose. Zeitschr. f. Hyg., XIII, 1893. G. Hauser: Zur Vererbung der Tuberkulose. Deutsches Archiv f. klin. Med., LXI, 1898 (hier nach Schmidt's Jahrbücher, 263, 1899, citiert). Ersterer glaubt aus zahlreichen Tierversuchen ableiten zu können, dass der Tuberkelbacillus oft von der Mutter auf die Frucht übergeht, während die Tuberkulose beim Menschen durch den Akt der Zeugung von Seiten des Vaters nicht auf die Frucht übertragen wird; letzterer behauptet, und wohl in Uebereinstimmung mit der Mehrzahl der Aerzte, dass eine Uebertragung auf die Frucht durch die Mutter nur bei besonders schwerer Tuberkulose eintritt und dann jedenfalls verhältnismässig selten, und dass die Tuberkulose sich namentlich durch immer wieder erfolgende Infektion mit in die Aussenwelt gelangten Tuberkelbacillen verschleppt, welche Infektion wahrscheinlich durch Vererbung einer specifischen, individuellen grösseren Empfindlichkeit gegen den Tuberkelvirus besonders begünstigt wird. Für die statistische Berechnung der Vitalität der erblich Belasteten ist jedoch die Auffassung über die Art der Uebertragung von untergeordneter Bedeutung.

Gehirn und tuberkulöse Meningitis heraus, so erhält man für unter 10jährige 6 Todesfälle gegen 2 nach Erwartung, im ganzen 14 gegen 10; diese Zahlen sind offenbar zu klein, um als statistische Unterlage zu dienen; doch widersprechen sie wenigstens nicht dem für Phthisis Ermittelten. In den übrigen Gruppen der Gehirnkrankheiten zeigt sich nichts Auffallendes, wie folgende für sie geltende Uebersicht darthut.

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle bei beiden Geschlechtern	
	nach Erfahrung	nach Berechnung
unter 15	61	65,0
15—35	114	107,2
35—65	88	82,7
Zusammen	263	254,9

Zu den unbestimmten Krankheitsbenennungen gehören ferner „Debility“ und „Decay“. Diese Krankheiten können z. B. sowohl Tuberkulose wie Altersschwäche bedeuten. Nimmt man, wie gewöhnlich, die Familie unter Observation von dem Augenblick an, da ein Fall dieser Todesursachen und zwar im Alter unter 65 und 65 oder darüber eingetreten ist, so ergiebt sich folgendes Resultat für beide Geschlechter zusammen:

	Todesfälle	
	nach Beobachtung	nach Berechnung
Decay unter 65 Jahren	11	11,9
„ über 65 „	4	4,6
Debility unter 65 „	11	9,4
„ über 65 „	54	53,2
Zusammen	80	79,1

Es ist nicht möglich, diese Beobachtungen zu irgend welchem Schluss zu verwerten, am wahrscheinlichsten dürfte es sein, dass gar kein Einfluss stattfindet. Die Schwierigkeit wird dadurch erhöht, dass derartige Beobachtungen verhältnismässig wenige Familien umfassen, unter welchen dann wiederum mehrere vielleicht ihr eigenartiges Gepräge haben. Etwas deutlicher reden vielleicht die Fälle von „Decline“, die in der überwiegenden Mehrzahl unter 65jährige betreffen. Man hat hier 94 beobachtete, 81,9 berechnete Fälle, jedenfalls dem mittleren Fehler gegenüber keinen grossen Unterschied.

Beachtenswerter sind die Beobachtungen betreffend Apoplexie. Man hat hier, je nachdem der erste Todesfall an Apoplexie früher oder später eingetroffen ist, für beide Geschlechter zusammen Todesfälle nach

	Beobachtung	Berechnung
Apoplexie unter 50 Jahren	38	26,5
50—65 „	47	47,7
65 Jahre und darüber	46	37,9
Zusammen	131	112,1

Die Möglichkeit einer erheblichen ungünstigen Wirkung, namentlich wo ein Familienmitglied in jugendlichem Alter von Apoplexie betroffen wurde, ist also nicht ausgeschlossen. Da die Apoplexie zum guten Teil als eine dem Alter anhaftende Krankheit aufgefasst werden kann, so wird es sich lohnen, in dieser Verbindung nach der Wirkung eines Todesfalles an Altersschwäche zu fragen. Man hat hier im ganzen 88 Todesfälle gegen 98,8 nach Berechnung, was offenbar die Möglichkeit einer günstigen Wirkung auf die Vitalität zulässt. Für Leberkrankheiten hat man 81 beobachtete, 65,7 erwartungsmässige Fälle, also die Möglichkeit einer schädlichen Wirkung. Für die Bright'sche Krankheit 17 bezw. 10,5 und für Cancer 48 bezw. 51,0. Die letztere gefürchtete Krankheit zeigt sich also nach diesen Erhebungen nicht in dem schlechten Lichte, in welchem sie zu stehen pflegt (vgl. übrigens die oben angeführten Beobachtungen für die „Danmark"). Auch sind die Todesfälle an Krebs nicht auffallend häufig in Familien, wo diese Krankheit schon einmal ein Mitglied weggerafft hat. Ebensowenig sprechen die Beobachtungen für die Annahme, dass Krebs als ansteckende Krankheit in grossem Umfange auftritt; wäre dies der Fall, so würde sie wohl besonders häufig in den ersten Jahren der Observationszeit als Todesursache erscheinen, es sei denn, dass diese Krankheit sich langsamer als die Schwindsucht entwickelt.

Eine umfassendere Gruppe bilden die Familien, in welchen Todesfälle an Herzkrankheiten registriert worden sind. Man findet für sie die folgenden Hauptergebnisse, bezüglich deren noch zu bemerken ist, dass auch hier die Erfahrungen betreffend Kleinkinder im ersten Lebensjahre unberücksichtigt geblieben sind (dieselben zeigen übrigens den anderen Zahlen gegenüber nichts Auffälliges).

Sterblichkeit in Familien, in denen ein Todesfall an Herzkrankheiten vorgekommen ist:

Alter (Jahre)	Männer		Frauen	
	Anzahl der Todesfälle			
	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung
1—15	7	6,3	8	5,1
15—35	52	36,2	27	27,4
35—65	80	68,4	54	45,3
Zusammen	139	110,9	89	77,8

Trotz Abweichungen im einzelnen darf man aus vorstehenden Erfahrungen mit recht grosser Wahrscheinlichkeit schliessen, dass diese Krankheitsgruppe einen bemerkbaren Einfluss auf die Sterblichkeit übt. In beiden Geschlechtern zusammen hat man 228 Todesfälle gegen 189 berechnete; der Unterschied ist ungefähr das Dreifache des mittleren Fehlers, also wahrscheinlich nicht allein aus zufälligen Ursachen entstanden. Besonders häufig sind die Todesfälle unter jungen Männern im Alter von 15—20 Jahren: 15 Todesfälle gegen 5 berechnete. Es kann dies auf Zufall beruhen; undenkbar wäre wohl aber nicht, dass in dem sportliebenden England ein junger Mann, welcher wegen des frühen Todes eines Bruders oder einer Schwester an Herzkrankheit als erblich belastet

gilt oder dessen Vater oder Mutter an solcher Krankheit gestorben ist, mehr dem Tode ausgesetzt ist, als ein in ruhigeren Verhältnissen lebendes Mädchen mit eben solcher erblichen Belastung. Ob aber diese Erfahrung für Männer im Alter von 15—20 Jahren sich bei umfangreicheren und tiefgehenden Beobachtungen bestätigen wird, ist allerdings unsicher. Leider wirft ein Studium der Todesursachen in dieser Altersklasse kein Licht auf die Frage, z. T. wegen der häufigen Lücken in den betreffenden Angaben.

Abgesehen von der hohen wissenschaftlichen Bedeutung gründlicher Untersuchungen dieser Art, würden dieselben offenbar für die Versicherungsgesellschaften praktisches Interesse haben, und es würde für diese verhältnismässig leicht sein, in kurzer Zeit ein umfangreiches und einheitliches Material zu beschaffen. Dazu wäre nicht nötig, wie die „National Life Assurance Society" es gethan hat, sich mit Cirkularen an grössere Kreise zu wenden; man könnte sich damit begnügen, bei jedem Versicherungsantrag die üblichen Fragen etwas bestimmter zu stellen; die meisten Fragebogen der Lebensversicherungsgesellschaften sind so weitgehend, dass eine solche Erweiterung nicht fühlbar sein würde. Statt nach der Todesursache und dem Alter der Eltern zu fragen, könnte man von dem Antragsteller verlangen, dass er die Geburtsjahre seiner Eltern, Geschwister und Kinder und, falls sie verstorben sind, deren Todesjahr und Todesursache mitteilt. Den meisten würde ein solcher Fragebogen nur geringe Schwierigkeiten verursachen, und während die zur Zeit von den Versicherungsgesellschaften gesammelten Thatsachen betreffend die Vererbung wegen Unbestimmtheit der Angaben gewöhnlich statistisch wenig verwertbar sind, würde auf die angegebene Weise in wenigen Jahren ein höchst wertvolles Material zusammenkommen.

10. Ein Mittel giebt es jedoch, die Bedeutung der Vererbung zu untersuchen, ohne Rücksicht auf die Todesursache zu nehmen, wenn man einfach danach unterscheidet, ob die Eltern der betreffenden unter Beobachtung stehenden Personen in jungen oder in vorgerückteren Jahren gestorben sind (bezw. noch leben). Hierzu würde man die ganze Stammtafellitteratur zur Verfügung haben. Es ist eine sehr verbreitete Auffassung, dass es Familien giebt, deren Mitglieder sich durch Langlebigkeit auszeichnen, und umgekehrt, und die statistische Litteratur enthält manche bezügliche Beobachtungen [1]). Nur darf man nicht übertriebene Vorstellungen von den bei derartigen Untersuchungen gefundenen Einflüssen hegen. Es ist allerdings leicht, einzelne Familien aufzufinden, deren Mitglieder lange lebten, es gilt aber vorerst, zu untersuchen, ob diese Fälle ausserhalb der Grenze der Zufälligkeiten liegen. Was wir oben betreffend die Todesursachen gesehen haben, ist ein Fingerzeig nach dieser Richtung. Wenn man ein Material in Angriff nimmt, das allerlei Todesursachen umfasst, so werden einige derselben eine Erhöhung der Sterblichkeit durch erbliche Belastung bedingen, andere nicht, und die Gesamtwirkung ist somit schwächer als da, wo es sich um bestimmte Krankheiten handelt; geben schon letztere selten genug einen merklichen Ausschlag, so ist dies noch weniger der Fall bei allen Todesursachen zusammen genommen. Um jedoch meinererseits einen Beitrag auf dem angegebenen Felde zu liefern, habe ich die Ansell'schen

---

1) z. B. C. D. Higham: A Long-lived Family. Journ. Inst. Act., XXX, 1893; vgl. L. Vacher: La longévité dans les familles. Bull. de l'Inst. intern. de Stat., IX, 2, 1896.

Beobachtungen entsprechend bearbeitet, indem ich die Familien nach dem Alter geordnet habe, in welchem der Vater oder die Mutter gestorben sind, bezw. am Schlusse der Beobachtungsperiode noch lebten. Ich habe dann für jede Gruppe die erwartungsmässigen Sterbefälle mit den beobachteten verglichen. Etwas behindert wird man bei einer derartigen Untersuchung durch die Bewegung der Sterblichkeit im Laufe der Zeit; die Personen, deren Eltern gestorben sind, gehören durchschnittlich einer älteren Periode mit etwas höherer Sterblichkeit zu, als die mit noch lebenden Eltern; wenn man aber die ersteren gesondert behandelt, wird diese Fehlerquelle einigermassen neutralisiert werden. Greift man dann speciell die Familien heraus, wo die Mutter über 70jährig gestorben ist, dann ergiebt sich, wenn die für sämtliche Familien mit verstorbenen Eltern gefundene Sterblichkeit zu Grunde gelegt wird, folgendes Resultat:

Alter (Jahre)	Männer		Frauen		Zusammen	
	Anzahl der Todesfälle					
	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung
0—5	296	319,8	224	239,2	520	559,0
5—15	58	65,9	50	72,8	108	138,7
15—35	262	268,1	212	217,3	474	485,4
35—65	310	323,6	241	242,5	551	566,1
65 und darüber	47	46,0	47	44,0	94	90,0
Zusammen	973	1023,4	774	815,8	1747	1839,2

Die Sterblichkeit war also ein wenig geringer als in der Hauptgesamtheit, und es spricht einiges dafür, dass dies nicht auf Zufälligkeiten beruht. Doch ist die Möglichkeit nicht ausgeschlossen, dass spätere Untersuchungen keine derartige Differenz zeigen, und die meisten dürften sich den Einfluss der Langlebigkeit der Eltern viel weittragender gedacht haben.

Scheidet man wieder die Fälle aus, wo nicht nur die Mutter, sondern auch der Vater über 70 Jahre alt gestorben ist, so erhält man das folgende Ergebnis:

Alter (Jahre)	Männer		Frauen		Zusammen	
	Anzahl der Todesfälle					
	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung	nach Erfahrung	nach Berechnung
0—5	159	168,4	131	131,0	290	299,4
5—15	35	34,6	29	39,6	64	74,2
15—35	129	141,4	109	118,6	238	260,0
35—65	163	173,8	131	134,4	294	308,2
65 und darüber	26	26,5	24	23,8	50	50,3
Zusammen	512	544,7	424	447,4	936	992,1

Auch hier erscheint die Sterblichkeit also ein wenig kleiner als in der Hauptgesamtheit, und es könnte sein, dass die betreffende Kombination die Vitalität der Kinder wirklich, wenn auch in geringem Grade, erhöht.

Ich habe auch die oben p. 283 f. erwähnten Beobachtungen betreffend Fürstenfamilien in gleicher Weise bearbeitet. Beispielsweise erhält man für die Familien, wo die Eheschliessung 1750—1799 erfolgte, die folgenden Hauptergebnisse:

Die Mutter starb im Alter von	Todesfälle nach	
	Erfahrung	Berechnung
unter 35 Jahren	118	126,3
35—50 „	140	130,1
50—70 „	282	264,0
über 70 „	245	264,6
Zusammen	785	785,0

Wie man sieht, ist auch hier die Sterblichkeit in der letzten Altersgruppe ein wenig kleiner als in den übrigen, doch ist wieder die Abweichung keineswegs auffallend gross dem mittleren Fehler gegenüber. Für die übrigen Gruppen sind die Zahlen etwas schwankend. So auch, wenn man die 1800—1839 geschlossenen Ehen ins Auge fasst. Man hat hier die folgenden Zahlen:

Die Mutter starb im Alter von	Todesfälle nach	
	Erfahrung	Berechnung
unter 35 Jahren	55	43,9
35—50 „	43	46,2
50—70 „	158	146,9
über 70 „	86	95,5
die Mutter lebte noch 1882	30	39,5
Zusammen	372	372,0

Jedenfalls widersprechen die Zahlen nicht der Hypothese von einer geringeren Sterblichkeit in den Familien, wo die Mutter erst im Greisenalter stirbt. Für solche Familien, wo auch der Vater im Greisenalter starb, erhält man in den Familien aus 1750—99 101 beobachtete gegen 122,1 berechnete Todesfälle; also auch hiernach scheint es, dass die Vitalität der Kinder der langlebigen Eltern grösser ist, als bei den übrigen. Für alle Alter der Mutter erhält man, wenn der Vater über 70 Jahre alt starb, 286 beobachtete und 294,2 berechnete Todesfälle, also keine grosse Differenz. Etwas Aehnliches zeigt sich in der folgenden Gruppe (aus 1800—39); hier waren die Zahlen, wo der Vater über 70jährig starb, 139 bezw. 133,0, wo auch die Mutter 70 Jahre überlebte, 50 bezw. 51,3. Die Zahlen sind zu klein, um bei solch' geringen Abweichungen Beweiskraft zu haben. Es wird vielleicht überhaupt auf diesem Gebiete leichter sein, Einflüsse der Vitalität der Mutter als des Vaters auf die Lebensaussichten der Kinder nachzuweisen, wie wir im Kapitel über die Kindersterblichkeit leichter den mütterlichen als den väterlichen Einfluss erkannten. Jedenfalls sieht man, dass alle die hier behandelten Beobachtungsreihen für einen kleinen günstigen Einfluss der Langlebigkeit der Mutter sprechen.

Nach dem Entwickelten liegt also noch vieles in der Frage nach der Vererbung im Dunkeln. Ist es schon schwierig, kräftig wirkende Ursachen auf diesem Gebiete ausfindig zu machen, wo es sich nur um anscheinend verhältnismässig leichte statistische Aufgaben handelt, wie z. B. die Bearbeitung der Stammtafellitteratur, und kann man daher bis jetzt nur wenige praktisch brauchbare Ergebnisse anführen, so vervielfältigen sich selbstverständlich die Schwierigkeiten, wenn es gilt, tiefer in die ganze Frage nach der Vererbung einzudringen und begründete Theorien über dieselbe aufzustellen. Dieses letztere liegt freilich ausserhalb meiner Aufgabe. Mir war es nur darum zu thun, den Nachweis zu führen, dass die Statistik hier etwas leisten kann, wenn auch vielleicht nur in bescheidenen Grenzen, und dass speciell die Lebensversicherungsgesellschaften schon ihrer praktischen Zwecke wegen ein Interesse an der Aufgabe haben und dass ihnen die Mittel zu einer wenigstens approximativen Lösung derselben zur Verfügung stehen.

Fünfzehntes Kapitel.

Beamtentum und liberale Berufe.

1. Dieses und die folgenden Kapitel sind bestimmt, einen Ueberblick über die professionelle Sterblichkeit zu geben. Dazu werden die hauptsächlichsten Ergebnisse auf diesem Gebiete zusammengestellt, und es wird den dabei im Spiel gewesenen Ursachen thunlichst nachgeforscht. An bezüglichen Beobachtungen herrscht heutzutage kein Mangel, und man ist deshalb imstande, manche Frage definitiv zu beantworten, die früher mehr oder weniger offen bleiben musste, wenngleich leider auch hier noch eine grosse Reihe von Aufgaben einer tiefergehenden Untersuchung bedarf.

Verschiedene der sogenannten liberalen und der ihnen verwandten Berufe sind voraussichtlich verhältnismässig wenigen das Leben bedrohenden Ursachen ausgesetzt. Die Einnahmen sind in der Regel nicht gross genug, um zu einem üppigen Leben zu verlocken und auf der anderen Seite doch gewöhnlich reichlich genug, um ein gewisses Wohlsein zu sichern. Damit soll natürlich nicht gesagt sein, dass überall Nahrungssorgen ausgeschlossen sind. Die hygienischen Fortschritte werden aus naheliegenden Gründen diesen Klassen verhältnismässig früh zugute kommen. Von Staubinhalation und ähnlichen schädlichen Einflüssen ist bei ihnen selten die Rede, nur die sitzende Lebensweise bezeichnet einen Missstand. Auch kann bisweilen der Beruf recht anstrengend sein oder er kann specifische Gefahren mit sich bringen, wie z. B. die Aerzte Ansteckungen durch epidemische Krankheiten oder Blutvergiftungen ausgesetzt sind.

Die ausgiebigsten Quellen zum Studium der Berufsterblichkeit fliessen noch wie vor einem Menschenalter in der englischen offiziellen Statistik, wenngleich auch viele andere Untersuchungen die Aufmerksamkeit beanspruchen können. Ich werde in den folgenden Darstellungen die letzten Ermittelungen der englischen Statistik benutzen. Sie fussen auf der Volkszählung vom April 1891 und auf den Sterbefällen der drei Jahre 1890 bis 1892 [1]. Um Raum zu sparen, stelle ich gleich einige Berufe nebeneinander, statt einen jeden gesondert zu behandeln.

---

1) Supplement to the Fifty-Fifth Annual Report of the Registrar-General of Births, Deaths and Marriages in England, Part. II. London 1897.

Von 10 000 Lebenden jeder Altersklasse starben durchschnittlich jährlich im Alter (Jahre):

Beruf	20—25	25—35	35—45	45—55	55—65	65 und darüber
Geistliche	4,9	4,2	5,2	10,5	25,3	84
Anwälte	2,7	5,3	10,7	17,7	34,5	112
Deren Bureaupersonal	5,6	7,9	14,7	24,3	38,5	107
Aerzte	5,8	7,0	14,9	21,0	34,2	112
Lehrer	4,3	4,1	6,8	14,3	24,9	98
Künstler	6,3	5,6	8,6	19,3	30,5	90
Musiker	5,5	9,2	17,7	26,0	43,4	89
Die ganze männliche Bevölkerung	5,5	7,7	13,0	21,4	39,0	104
Die im Beruf beschäftigte männl. Bevölkerung	5,1	7,3	12,4	20,7	36,7	102
do. in London	5,1	8,2	15,5	25,3	44,0	111
„ „ Industriebezirken	5,5	8,6	15,9	27,8	50,2	120
„ „ Ackerbaubezirken	4,7	6,0	9,0	13,8	26,1	94

Die Sterblichkeitskoëfficienten für das Alter 20—25 sind grossenteils aus zu kleinen Beobachtungsreihen hervorgegangen, um zuverlässig zu sein. Sicherer sind die für die höheren Altersklassen.

Am auffallendsten sind die Sterblichkeitsziffern betr. die Geistlichen, unter welchen letzteren nicht nur die Geistlichen der englischen Staatskirche, sondern auch die der Dissenters und die katholischen Priester eingeschlossen sind. Verhältnismässig günstig stehen auch die Lehrer da, etwas ungünstiger die Anwälte (Barristers und Solicitors) und noch mehr deren Gehülfen. Auch die Aerzte (Physicians, Surgeons, General Practitioners) weisen nicht besonders günstige Ziffern auf, noch weniger die Musiker und Musiklehrer, während die Künstler (Artists, Engravers, Sculptors, Architects) sich recht guter Gesundheitsverhältnisse erfreuen. Vergleicht man die Zahlen mit denen für die allgemeine Bevölkerung, so zeigt sich, dass die Geistlichen und die Lehrer im ganzen bedeutend günstiger daran sind, als die verhältnismässig sehr lebenskräftige Ackerbaubevölkerung, wogegen die Musiker eher mit der in gesundheitlicher Beziehung verhältnismässig niedrig stehenden Industriebevölkerung auf derselben Stufe stehen. Um einen Ueberblick über diese Verhältnisse zu gewinnen, kann man in üblicher Weise nach irgend einer Tafel die erwartungsmässigen Sterbefälle berechnen. Dies ist hier mittels der Tafel für die allgemeine männliche Bevölkerung geschehen. Man kann aber auch eine Standardbevölkerung wählen, auf welche man die einzelnen Sterblichkeitskoëfficienten überträgt, indem man also z. B. berechnet, wie viele Todesfälle in ihr eintreffen würden, falls ihre Sterblichkeit diejenige der Geistlichen, der Aerzte u. s. w. wäre. Der Kürze wegen sei diese Berechnungsart als „Standardberechnung" bezeichnet; als Grundlage ist die allgemeine Bevölkerung gewählt; die Zahlen geben an, wie viele Todesfälle auf 100 der allgemeinen Sterbetafel kommen. Da die Ziffern bis zu 25 Jahren etwas unsicher sind und über 65 ebenso, habe ich nur das Alter 25—65 behandelt.

(Siehe Tabelle p. 531.)

Wie man sieht, stimmen die beiden letzten Zahlenreihen fast überein, und da im englischen Bericht die Standardberechnung durchgeführt ist, wird diese im folgenden meist gleichfalls benutzt werden.

Beruf	Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65			Standard-berechnung
	nach Beobachtung	nach Erwartung	Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle kamen beobachtete	
Geistliche	933	1719	54	53
Anwälte	660	809	82	82
Deren Bureaupersonal	584	544	107	107
Aerzte	740	760	97	97
Lehrer	743	1261	59	60
Künstler	446	577	77	78
Musiker	786	641	122	121

2. Es gilt jetzt zu untersuchen, welche Todesursachen am meisten hervortreten. In der folgenden Uebersicht gebe ich die Ergebnisse einer Standardberechnung wieder, bei der die obigen 53 Todesfälle der Geistlichen, die 82 der Anwälte u. s. w. nach Todesursachen verteilt worden sind.

Es starben an:

Beruf	Phthisis	Krankh. im Respirations-system	Krankh. im Cirkulations-system	Krankh. im Verdauungs-system	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Selbstmord	Unglücksfälle	Andere Ursachen	Zusammen
Geistliche	6,7	6,9	8,2	4,4	3,9	3,5	6,9	0,2	0,7	0,9	11,0	53,3
Anwälte	11,6	8,9	11,8	8,5	4,8	6,0	10,4	1,2	1,8	2,2	14,9	82,1
Deren Bureaupersonal	27,2	18,3	10,1	6,9	9,2	6,2	12,3	2,2	1,2	3,3	10,1	107,0
Aerzte	10,5	12,5	13,0	10,9	7,9	4,3	12,2	1,4	4,1	3,7	16,1	96,6
Lehrer	11,1	7,8	10,2	4,9	3,3	3,9	7,1	0,8	1,5	0,8	9,0	60,4
Künstler	14,6	13,3	9,6	7,2	4,6	4,2	9,2	1,1	1,3	1,3	11,4	77,8
Musiker	32,2	19,4	19,1	7,4	5,8	4,6	11,1	2,9	2,3	3,4	13,2	121,4
Allgem. Bevölkerung	19,2	22,4	13,2	5,8	4,4	4,7	10,2	1,3	1,5	5,6	11,7	100,0
Die beruflich thätige Bevölkerung	18,5	22,1	12,6	5,5	4,1	4,4	8,2	1,3	1,4	5,6	11,6	95,3
do. in London	27,7	27,5	13,5	5,8	5,6	5,9	8,8	1,8	1,8	4,9	11,4	114,7
„ „ Industriebezirken	22,3	36,6	15,4	6,8	5,0	4,8	10,8	1,9	1,6	5,9	13,7	124,8
„ „ Ackerbaubezirken	13,5	11,3	9,5	4,7	3,2	4,0	6,3	0,7	1,2	4,4	9,9	68,7

Diese Uebersicht enthüllt ausserordentliche Verschiedenheiten, die nur z. T. auf die Begrenztheit des Materials zu schieben sind. (Vgl. die oben angeführten absoluten Zahlen.) Sämtliche ausgewählte Berufe weisen im Vergleich mit der übrigen Bevölkerung wenige Unglücksfälle auf. Dagegen zeigen sich grosse Verschiedenheiten bei der Phthisis und bei den Krankheiten der Respirationsorgane. Die Geistlichen haben nur halb so viel Phthisisfälle wie die sonst so günstig dastehende Bevölkerung der Ackerbaudistrikte.

Bei Ausscheidung der drei erwähnten Gruppen von Todesursachen findet man für Geistliche etwa die nämliche Sterblichkeit an allen anderen Ursachen zusammen, wie für die Bevölkerung der Ackerbaubezirke. Etwa desselbe gilt für die Lehrer, deren Sterblichkeit an Phthisis und Krankheiten der Respirationsorgane übrigens etwas grösser

war, als bei den Geistlichen. Die Anwälte haben, wenn jene drei Gruppen von Ursachen ausser Betracht bleiben, etwa dasselbe Sterblichkeitsniveau wie ihre Gehilfen, und dieses Niveau ist wiederum am besten mit dem der Industriedistrikte vergleichbar, welches durchgängig bedeutend höher als in den Ackerbaudistrikten liegt. Was nun jene drei Ursachen betrifft, so erheischen dieselben verhältnismässig mehr Opfer unter den Clerks als unter den Anwälten, wodurch der Unterschied in der Sterblichkeit an sämtlichen Ursachen seine Erklärung findet. Besonders ist die Sterblichkeit der Clerks an Phthisis verhältnismässig sehr gross gewesen (wie auch an Alkoholismus). Vergleicht man ferner das Sterblichkeitsniveau der Geistlichen und der Lehrer mit dem der Anwälte, so fällt überall die Ueberlegenheit der ersteren in Bezug auf den Gesundheitszustand ins Auge, so z. B. mit Rücksicht auf den Alkoholismus (für welchen die Anzahl der Beobachtungen allerdings nur geringfügig ist).

Eigentümlich liegen die Verhältnisse bei den Aerzten. Die Sterblichkeit an Phthisis und an Krankheiten im Respirationswege war mässig; dagegen war die Sterblichkeit an Krankheiten im Verdauungssystem (nicht zum wenigsten an Leberkrankheiten) bedeutend, auch starben recht viele an Selbstmord, an Alkoholismus und an Krankheiten im Nervensystem. Wenn die Aerzte dieselbe hohe Sterblichkeit an Phthisis und Krankheiten im Respirationswege hätten, wie die Industriebevölkerung, würde sich ihr Sterblichkeitsniveau höher stellen als bei dieser.

Was nun endlich die Künstler und Musiker betrifft, so liegen die Verhältnisse für die ersteren im ganzen etwas ungünstiger, als für die Bevölkerung der Ackerbaudistrikte; die letzteren haben ein etwas höheres Niveau, das, wie schon erwähnt, dem der Industriebevölkerung nahekommt, nur dass die Besetzung der Todesursachen eine etwas andere ist. So z. B. ist die Phthisis bei den Musikern verhältnismässig häufig. Auch Alkoholismus und Selbstmord verlangen unter ihnen recht viele Opfer. Viele der unter dem Begriff Musiker zusammengefassten Gruppen müssen also nach diesen Zahlen unter recht traurigen Gesundheitsverhältnissen leben; eine Vertiefung in die Zahlen ist aber schwierig, weil dieser Beruf so ausserordentlich verschiedenartige Lebensstellungen und Lebensverhältnisse begreift, und die Berufsstatistik wird daher wohl auch auf diesem Punkte leichter fehlgreifen können, als wo es sich um leicht abgrenzbare Berufe der Geistlichen oder Aerzte handelt.

In dem häufig citierten amerikanischen Censusbericht (Part I: Analysis and Rate Tables 1896) wird man für das Censusjahr Vergleichungen der Sterblichkeitsverhältnisse in verschiedenen Berufen finden. Die Berufe stellen sich dabei etwa in dieselbe Reihe wie oben. Die Geistlichkeit behauptet ihre Stelle als ein sehr gesunder Stand, es folgt eine Klasse, umfassend Lehrer und Professoren, Schriftsteller, dann die Künstler, Juristen, Aerzte. Die Musiker und Musiklehrer endlich haben eine verhältnissmässig hohe Sterblichkeit. Doch wird es kaum rätlich sein, diese Zahlen allzu buchstäblich zu nehmen, da nicht immer klar liegt, ob alle Schwierigkeiten, die sich solchen Erhebungen entgegen stellen, haben überwunden werden können.

Von anderen Erhebungen können hier die von Jaques Bertillon vorgenommenen Erwähnung finden[1]). Sie fussen auf der Pariser Sta-

---

1) De la morbidité et de la mortalité par professions. Seventh Intern. Congress of Hygiene, X, 1892.

tistik der Gestorbenen von 1885—89 und der Volkszählung von 1886. Leider sind die Beobachtungen auf diesem Gebiete nicht sehr umfassend, und es ist nicht leicht, dieselben hier zu verwerten, nur kann man so viel sagen, dass sie nicht in Widerspruch zu den voraufgehenden Ergebnissen stehen.

Für Holland liegt eine interessante officielle Statistik betreffend die Berufssterblichkeit im Alter von 18—50 Jahren vor[1]). Als Grundlage dient die Berufszählung vom 31. Dezember 1889 und die Todtenlisten 1891—95. Die statistische Centralkommission macht übrigens in der Einleitung ausführlich auf die Bedenken aufmerksam, die man gegen die Benutzung haben muss. Nach dieser Untersuchung stehen die Geistlichen, die Lehrer und die Beamten günstig da, wogegen die Aerzte eine bedeutende Sterblichkeit haben.

Auch für die Schweiz verfügt man über einige Thatsachen betreffend die Berufssterblichheit, die wir Kummer's Initiative verdanken[2]). Die Grundlage bilden die Volkszählung vom 1. Dez. 1880 und die Todesfälle von 1879—82; das niedrigste Niveau unter den hier in Betracht kommenden Berufen hat wiederum die Geistlichkeit, dann folgen die Lehrer und zuletzt die Mediziner. So ergab auch eine Untersuchung der dänischen Staatsanstalt für Lebensversicherung betreffend obligatorische Beamtenversicherungen (1845—80) für Geistliche eine Sterblichkeit gleich 83 Proz. der erwartungsmässigen, für Lehrer, Professoren und dergl. 95 Proz. und für juristische Beamte 115 Proz.[3]); Broch fand für die norwegische Witwenkasse eine bedeutend geringere Sterblichkeit unter den Geistlichen als unter den Aerzten[4]).

3. Einzelne der hier erwähnten Berufe sind Gegenstand näherer Untersuchungen auf Grundlage einer Individualstatistik geworden, und nicht am wenigsten die Geistlichen. Oben (p. 282) wurde Hodgson's Untersuchung betr. die englische Geistlichkeit berührt. Nach dieser werden die Zahlen der officiellen englischen Statistik durchaus bestätigt, die Sterblichkeit von 1800—1860 hielt sich bedeutend unter derjenigen der H^M Table der englischen Versicherungsanstalten; dasselbe Resultat ergab eine Untersuchung betr. die Erfahrungen der durch Hodgson's Initiative gestifteten Gesellschaft: Clergy Mutual Assurance Society. Auch die oben p. 278 f. angeführte Untersuchung betr. die dänische Geistlichkeit deutet auf sehr günstige Verhältnisse hin. Ebenso eine gemeinschaftliche Arbeit von Joh. Karup und R. Gollmer betreffend die Lebensversicherungsbank in Gotha[5]). Nach dieser war die Sterblichkeit der versicherten protestantischen Geistlichen nur 86 Proz. der nach den allgemeinen Erfahrungen zu erwartenden. Die Untersterblichkeit behauptet sich über alle Alters-

1) Statistiek der sterfte in de jaren 1891—1895 van mannen van 18 tot en met 50 jaar, met onderscheiding naar het beroep, den leeftijd en de doodsoorzaken. s'Gravenhage 1898. (Hier kann auch angeführt werden: Huinink: Vergelijkende Studie van de sterfte naar het beroep in Nederland en eenige andere Staaten van Europa. Meppel 1899.)

2) Die Bewegung der Bevölkerung in der Schweiz im Jahre 1882. Schweizerische Statistik, LI.

3) Beretning om Opgjörelsen af Dödeligheden . . . i Aarene 1875—1880. Kjöbenhavn 1882, p. 25.

4) Dödeligheden blandt Indskyderne i den norske almindelige Enkekasse. Nyt Magazin for Naturvidenskaberne 21. Christiania 1875.

5) Johannes Karup und Gollmer: Die Mortalitätsverhältnisse des geistlichen Standes nach den Erfahrungen der Lebensversicherungsbank für Deutschland in Gotha. Jahrb. f. Nat. u. Stat., N. F. XVI, 1888.

klassen bis in das Greisenalter hinein, wo die Zahlen etwa balancieren, wie die nachstehende Uebersicht erweist:

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle		Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle kamen beobachtete
	nach Erfahrung	nach Berechnung	
26—40	98	144,8	68
41—55	357	503,9	71
56—70	915	1041,7	88
71 und darüber	660	658,8	100
Zusammen	2030	2349	86

Die Sterblichkeit für Stadt und Land war fast die gleiche, dagegen konnte man andere örtliche Verschiedenheiten nachweisen, indem die Sterblichkeit gegen Süden hin sich etwas ungünstiger erwies als gegen Norden, und in Mitteldeutschland wie gegen Osten und Westen hin etwa die durchschnittliche war. Die Uebersterblichkeit in Süddeutschland beruht u. a. auf einer grösseren Häufigkeit von Krebsfällen.

Auch hier sind, wie in der englischen officiellen Statistik, die Todesursachen eingehend berücksichtigt worden. Berechnet man nach den allgemeinen Sterblichkeitserfahrungen die erwartungsmässige Sterblichkeit der protestantischen Geistlichen, so erhält man Folgendes:

Todesursache	Anzahl der Todesfälle		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen beobachtete
	nach Erfahrung	nach Berechnung	
Typhus	128	146	88
Andere Infektionskrankheiten	61	92	66
Lungenschwindsucht	139	215	65
Andere Krankheiten der Atmungsorgane	311	328	95
Gehirnschlagfluss	299	301	99
Selbstmord und Unglücksfall	26	62	42

Die Zahlen entsprechen recht gut den p. 531 für England angeführten. Nach ihnen war die Sterblichkeit der Geistlichen an Phthisis verhältnismässig kleiner den übrigen liberalen Berufen gegenüber, als die Sterblichkeit an anderen Krankheiten der Atmungsorgane. Dass der Gehirnschlagfluss etwa dieselbe Sterblichkeit unter Geistlichen aufweist wie unter der allgemeinen Bevölkerung, steht damit in Einklang, dass er hauptsächlich die höheren Altersjahre heimsucht, wo die Sterblichkeit der Geistlichen sich derjenigen der allgemeinen Bevölkerung nähert.

Wie stellt sich nun die Sterblichkeit der protestantischen zu derjenigen der katholischen Geistlichen? Nach Karup und Gollmer gilt, wenn man die erwartungsmässigen Zahlen nach den für die protestantischen Geistlichen gefundenen berechnet, folgendes:

Altersklasse	Zahl der Todesfälle der katholischen Geistlichen	
	wirklich	rechnungsmässig
26—45	62	45,3
46—65	211	137,0
66—85	117	99,4
Zusammen	390	282

Die Sterblichkeit der katholischen Geistlichen ist also viel höher als die der protestantischen. Allerdings ist, wie oben erwähnt, nach den Gotha-Erfahrungen auch die Sterblichkeit der süddeutschen protestantischen Geistlichkeit gross, aber dies reicht zur Erklärung des Unterschiedes nicht hin. Derselbe entspricht ganz gut dem Unterschied zwischen der Sterblichkeit der Ledigen und der Verheirateten. Nach Todesursachen ergeben sich (wenn man etwas grössere Altersstufen benutzt, wodurch die Differenz in den rechnungsmässigen Gesamtzahlen sich erklärt):

Todesursache	Zahl der Todesfälle	
	wirklich	rechnungs-mässig
Infektionskrankheiten	35	35,7
Konstitutionelle Krankheiten	38	22,3
Krankheiten des Centralnervensystems	19	16,6
„ der Atmungsorgane	99	78,2
„ „ Cirkulations- und der Ernährungsorgane, Schlagfluss u. Brightsche Krankheiten	167	99,2
Gewaltsamer Tod	0	4,9
Uebrige Ursachen	32	31,4
Zusammen	390	288

Es ist interessant, dass die Gefahr, an einer ansteckenden Krankheit zu sterben, für beide Klassen von Geistlichen genau dieselbe gewesen ist. Dagegen war die Sterblichkeit an Krankheiten der Atmungsorgane, vorzugsweise an Lungenschwindsucht, unter der katholischen Geistlichkeit bedeutend (was vielleicht aus dem strengen Leben im Priesterseminar zu erklären ist); ebenso an konstitutionellen Krankheiten (darunter namentlich Krebs). Hauptsächlich erklärt sich aber der Unterschied aus der Häufigkeit der Krankheiten im Verdauungssystem und in den Cirkulationsorganen. Ob man es hier mit der Wirkung des Cölibats oder der diätetischen Vorschriften oder anderer Ursachen zu thun hat, wird sich schwer nachweisen lassen.

Die von Gollmer und Karup gefundenen Zahlen finden durch eine Untersuchung von W. Weinberg[1]) betreffend die Sterblichkeit in Württemberg 1865—93 eine Bestätigung. Er ermittelt, dass die evangelischen Theologen und andere, die früher dem Tübinger Stift angehörten, nach erreichtem 25. Jahre eine fernere mittlere Lebensdauer gleich

1) Sterblichkeit, Lebensdauer und Todesursachen der württembergischen Aerzte von 1810—1895 und der Aerzte überhaupt. Württ. Jahrb. f. Stat. u. Landskunde. Jahrg. 1896. Stuttgart 1897.

41,4 Jahre hatten, die katholischen Geistlichen dagegen nur 37,0. Letztere rekrutieren sich in Württemberg verhältnismässig häufiger aus dem Bauern- und Handwerkerstand, als die evangelischen, und nicht selten dürfte eine schwächliche Konstitution für die Bestimmung eines Kindes für den katholischen Priesterstand entscheidend sein und dadurch die körperliche Auslese bei den katholischen Geistlichen verschlechtert werden (l. c. p. 146).

Der hier gefundene Unterschied zwischen protestantischen und katholischen Geistlichen findet sich auch in England wieder[1]). Berechnet man für 1860—61 und 1871 die erwartungsmässigen Sterbefälle nach der gleichzeitigen Sterbetafel für die ganze männliche Bevölkerung, so ergeben sich die folgenden Zahlen für alle Alter zusammen (auch über 65).

	Todesfälle		Auf 10 erwartete Todesfälle kamen beobachtete
	nach Beobachtung	nach Erwartung	
Geistliche der Episkopalkirche .	1105	1547	7,1
„ „ Dissenters . .	472	627	7,5
Katholische Priester	82	80	10

Auch nach diesen Zahlen kann man mit ziemlich grosser Sicherheit behaupten, dass die Sterblichkeit der katholischen Geistlichen grösser sei, als die der übrigen.

Betreffend die Sterblichkeit der Mönche und Nonnen ist an Déparcieux's Untersuchungen zu erinnern (vgl. oben p. 274 f.), die man aber schwerlich zu Vergleichen verwerten kann. Ueber die Krankenpflege-Orden wird unten gesprochen werden.

Die ruthenische Geistlichkeit in Galizien scheint nach Stüssi's[2]) Untersuchungen ein recht hohes Sterblichkeitsniveau zu haben, etwa so hoch wie das der römisch-katholischen Geistlichkeit. Doch ist hierbei zu erinnern, dass die Sterblichkeit in Galizien allgemein hoch zu sein scheint.

4. Auch für den Lehrerstand liegen eingehende Untersuchungen nach Gotha-Erfahrungen von Karup und Gollmer vor[3]). Berechnet man die erwartungsmässigen Sterbefälle wie oben, so ergeben sich folgende Ziffern:

Altersklasse (Jahre)	Elementarlehrer			Gymnasiallehrer			Docenten (excl. Mediziner)		
	Zahl der Sterbefälle		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächl.	Zahl der Sterbefälle		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächl.	Zahl der Sterbefälle		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächl.
	wirklich	rechnungsmässig		wirklich	rechnungsmässig		wirklich	rechnungsmässig	
26—40	302	385,7	78	110	160,5	69	6	12,5	—
41—55	736	883,6	83	274	342,6	80	30	48,5	—
56—70	1131	1273,8	89	414	481,1	86	57	85,2	—
71 u. dar.	609	619,4	98	247	267,2	92	61	70,0	—
Zus.	2778	3162	88	1045	1251	84	154	216	71

1) Supplement to the Thirty-Fifth Annual Report of the Registrar General . . . 1875.

2) H. Stüssi: On the Mortality of the Clergy. Translated and abridged by Bumsted. Journ. Inst. Act., XVIII, 1874.

3) Die Mortalitätsverhältnisse der Lehrer nach den Erfahrungen der Lebensversicherungsbank für Deutschland in Gotha. Jahrb. f. Nat. u. Stat., 3. F. VIII, 1894.

Wie man sieht, sind die Sterblichkeitsverhältnisse der versicherten Lehrer überhaupt sehr günstige, und das Sterblichkeitsniveau kommt dem der protestantischen Geistlichen recht nahe. Auch die Elementarlehrer sind günstig daran, wenn sie auch etwas hinter den übrigen zurückbleiben. Unter den Elementarlehrern zeichnen sich übrigens die besser situierten Stadtlehrer gegenüber den Landlehrern durch eine geringere Sterblichkeit aus; auch in diesem Berufe weist Süddeutschland grössere Sterblichkeit auf. Die folgende Tafel berücksichtigt die Todesursachen im Alter von 26—90 Jahren.

Todesursache	Elementarlehrer			Gymnasiallehrer		
	Zahl der Sterbefälle		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächl.	Zahl der Sterbefälle		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächl.
	wirklich	rechnungsmässig		wirklich	rechnungsmässig	
Typhus	168	209	80	57	83	69
Andere Infektionskrankh.	89	120	74	25	47	53
Lungenschwindsucht . .	499	499	100	132	197	67
Andere Krankheiten der Atmungsorgane . . .	509	512	99	145	206	70
Krankheiten des Centralnervensystems . . .	147	209	70	100	82	122
Selbstmord	28	61	—	13	24	—
Unglücksfälle	44	60	—	13	24	—

Unter den Elementarlehrern und namentlich den Landlehrern erfordert also die Lungenschwindsucht, wie überhaupt die Krankheiten der Atmungsorgane, verhältnismässig viele Opfer. Es stimmt dies ganz gut mit den englischen Erfahrungen überein (p. 531). Die Krankheiten des Centralnervensystems (darunter nicht Gehirnschag) sind unter den Elementarlehrern nicht sehr häufig, dagegen haben die Gymnasiallehrer hier eine bemerkenswerte Uebersterblichkeit. Interessant ist auch die geringe Häufigkeit der gewaltsamen Todesfälle.

Die Sterblichkeit der Lehrer an den höheren Unterrichtsanstalten wurde vom preussischen statistischen Bureau in einer Denkschrift behandelt [1]). Die wesentliche Grundlage ist die Altersverteilung der im Amte stehenden Lehrer (Schulleiter, Professoren und Oberlehrer) am 1. Nov. 1895 in Verbindung mit den Sterbefällen aus dem 15jährigen Zeitraum 1884—98. Das Material ist somit nicht ganz einwandfrei [2]). Die Sterblichkeit der aktiven Lehrer scheint nach diesen Ermittelungen eine günstige zu sein, doch tritt nach dem 60. Lebensjahre eine bedeutende Erhöhung derselben ein, welche um so auffälliger ist, als in diesen Altersjahren viele Personen in den Ruhestand treten, deren Sterblichkeit aller Wahrscheinlichkeit nach [3]) eine noch höhere ist. Ob man

1) Denkschrift des Königlichen statistischen Bureaus betreffend die Alters- und Sterblichkeitsverhältnisse der Lehrer an den höheren Unterrichtsanstalten Preussens. Anlagen zu den Stenographischen Berichten über die Verhandlungen des Hauses der Abgeordneten während der II. Session der 19. Legislaturperiode 1900, p. 1492 ff.

2) Vgl. die kritischen Bemerkungen von Kruse: Die Gesundheitsverhältnisse der Aerzte, Geistlichen und Oberlehrer im Vergleich mit denen anderer Berufe (Centralblatt f. allgem. Gesundheitspflege, XIX, 1900) und die von ihm angeführten Korrekturen, welche M. Klatt vorgeschlagen hat.

3) Das Material der Denkschrift ist in dieser Beziehung zu lückenhaft, um vollständig klare Schlüsse zu gestatten.

auf eine früh eintretende Invalidität der Oberlehrer schliessen darf, welche vielleicht im Zusammenhang mit der oben erwähnten Uebersterblichkeit an Krankheiten des Centralnervensystems zu setzen wäre, muss dahingestellt bleiben.

Die Sterblichkeit der Lehrer war nach englischen officiellen Erfahrungen 1860—61 und 1871 grösser als 1890—92, was auf wirtschaftliche Fortschritte zurückzuführen sein dürfte. Nach der gemeinschaftlichen Untersuchung von Rubin und mir betreffend die Sterblichkeit in den Landdistrikten Fünens war die Sterblichkeit der Volksschullehrer etwa dieselbe, wie die der übrigen im ganzen recht gesunden Bevölkerung.

In seinen Untersuchungen betr. die Statistik der Manchester Unity of Odd Fellows fasste Ratcliffe die Lehrer mit den Kontoristen aller Art (Clerks) zusammen, also zwei Gruppen, die nach dem Angeführten ganz verschiedene Gesundheitsverhältnisse haben. Er gelangte zu dem Ergebnis, dass die Sterblichkeit recht gross war, die Kränklichkeit dagegen bedeutend unter dem Durchschnitt.

In Verbindung mit dem für die Lehrer Gesagten sei auch einer Untersuchung von Potiquet betreffend 1030 Mitglieder des Institut de France von 1795—1869 (also einer Ergänzung von Châteauneuf's oben p. 283 citierter Untersuchung) Erwähnung gethan[1]). Im ganzen deuten dessen Zahlen auf günstige Verhältnisse hin, was ein Vergleich mit den neueren Zahlen der Versicherungsgesellschaften zeigen wird. Die fernere mittlere Lebensdauer war für

Alter (Jahre)	Gelehrte (nach Potiquet) Jahre	Lebensversicherte (Assurés français) Jahre	Rentner (Rentiers français) Jahre
35	33,58	30,6	33,3
45	25,74	23,2	25,8
55	18,41	16,3	18,6
65	12,05	10,5	12,2
75	7,02	6,1	7,1

5. Wenden wir uns jetzt zu den Aerzten, so können wir mit Karup's und Gollmer's Angaben betreffend die Docenten der Medizin die grossenteils auch als praktische Aerzte wirken, beginnen. Während die übrigen Docenten eine niedrige Sterblichkeit hatten, kommen hier 67 beobachtete auf 59 erwartungsmässige Sterbefälle, und dies steht in gutem Einklang mit den Ergebnissen derselben Autoren betreffend die praktischen Aerzte[2]). Die folgende Uebersicht giebt die Hauptresultalte wieder.

(Siehe Tabelle p. 539.)

Die Sterblichkeit ist bei den Aerzten bedeutend grösser als unter den Geistlichen, gerade so wie in England, und namentlich ist die nach-

1) Vgl. ein Referat im Journal de la soc. de stat., XIV, 1873 (La vie moyenne des académiciens). Die Originalarbeit ist mir leider nicht bekannt.

2) Die Mortalitätsverhältnisse des ärztlichen Standes nach den Erfahrungen der Lebensversicherungsbank für Deutschland in Gotha. Jahrb. f. Nat. u. Stat., N. F. XIII, 1886.

Altersklasse (Jahre)	Anzahl der Sterbefälle		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächliche
	wirklich	rechnungsmässig	
26—40	136	104,9	130
41—55	311	271,9	114
56—70	426	392,9	108
71 u. darüber	179	178,1	101
Zusammen	1052	948	111

teilige Wirkung des Berufs in den jüngeren Jahren zu spüren. Rücksichtlich der Todesursachen lassen sich folgende Ziffern anführen:

Todesursache	Anzahl der Sterbefälle		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächliche
	wirklich	rechnungsmässig	
Typhus	115	62	185
Andere Infektionskrankheiten	28	36	78
Lungenschwindsucht	119	148	80
Andere Krankheiten der Atmungsorgane .	145	154	94
Krankheiten des Centralnervensystems . .	60	63	95
Selbstmord	14	18	—
Unglücksfälle	16	18	—

Die Gefahr an Typhus zu sterben scheint also beträchtlich zu sein. Die Beobachtungen, betreffend die Krankheiten der Atmungsorgane, speciell die Lungenschwindsucht, stimmen ganz gut mit den englischen überein. Unter den Krankheiten der Atmungsorgane waren die akuten Formen, wie Lungenentzündung, verhältnismässig die häufigsten.

Etwa gleichzeitig untersuchte Geissler die Sterblichkeit der sächsischen Aerzte[1]) (1866—85). Da es sich hier um keine Auslese einer Versicherungsgesellschaft handelt, und da auch die Wundärzte eingeschlossen sind, so wird es kaum Wunder nehmen, wenn der Gesundheitszustand etwas hinter dem der Versicherten nach den Gotha-Erfahrungen zurückbleibt. Lässt man bei letzteren die ersten 5 Versicherungsjahre ausser Betracht, so erhält man die folgenden Zahlen:

Alter (Jahre)	Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist		Mittlere Lebenserwartung (Jahre)	
	Sächsische Aerzte	Versicherte Aerzte	Sächsische Aerzte	Versicherte Aerzte
30	9,7	7,6	30,80	32,60
35	12,8	10,6	27,35	28,90
40	16,0	12,7	24,12	25,50
45	16,4	13,8	20,91	22,07
50	19,2	16,8	17,58	18,55
55	28,5	26,2	14,29	15,27
60	46,9	37,3	11,46	12,39
65	70,6	54,9	9,35	9,85
70	94,9	77,9	7,58	7,70
75	117,9	106,2	6,11	5,82
80	175,6	161,4	4,59	4,04

1) Die Sterblichkeit und Lebensdauer der sächsischen Aerzte. Leipzig 1887.

Geissler hat einen interessanten Versuch gemacht, die Sterblichkeit der Aerzte nach gewissen Klassen zu unterscheiden. Die „promovierten" Aerzte und die Medici practici haben danach etwa dieselben Gesundheitsverhältnisse gehabt; die ersteren prakticierten wesentlich in den grösseren Städten, die letzteren in den kleineren und auf dem platten Lande. In Uebereinstimmung hiermit fand auch ich, dass die dänischen Aerzte 1815—70 keine wesentlichen Verschiedenheiten der Sterblichkeit nach Wohnort zeigten. Anders steht es mit den sächsischen Wundärzten, die eine niedere Klasse bilden; bei diesen war die Sterblichkeit deutlich etwas höher als bei den übrigen Aerzten.

Einen ähnlichen Gedankengang haben übrigens auch Karup und Gollmer verfolgt, indem sie ein „ärztliches Hilfspersonal" ausschieden, nämlich Wundärzte, Zahnärzte, Heildiener und Krankenwärter. Die Sterblichkeit scheint bei diesem etwas höher als unter den eigentlichen approbierten Aerzten zu sein.

Endlich ist Weinberg's oben citierte Untersuchung zu erwähnen. Weinberg hat ein reiches und gut verarbeitetes personalgeschichtliches Material für Württemberg zur Verfügung gehabt. Als Vorläufer seiner Arbeit diente eine für ihre Zeit verdienstvolle Untersuchung Gussmann's[1]). Weinberg fand für 1835—95, eine Periode, die eine einigermassen konstante Sterblichkeit der Aerzte gehabt hat, für das Altersjahr 30 eine fernere mittlere Lebensdauer gleich 33,6, für 40 bezw. 50 und 60 : 25,5 bezw. 18,6 und 12,8 Jahre, für 70 bezw. 80 Jahre endlich 7,5 und 4,6 Jahre, im ganzen also etwas bessere Gesundheitsverhältnisse als nach den Gotha-Erfahrungen.

Die Sterblichkeit der Aerzte Stuttgarts war etwa dieselbe wie ausserhalb dieser Hauptstadt, überhaupt war auch in Württemberg ein nennenswerter Unterschied der Sterblichkeit der Aerzte in Stadt und Land nicht nachweisbar. Auch die Ausscheidung der Militärärzte ändert das Bild nicht merklich. Was die Wundärzte betrifft, so zerfallen dieselben in verschiedene Klassen, unter welchen die erste zu den Aerzten gerechnet wurde, die übrigen aber eine gesonderte Behandluug erfuhren. Dabei stellte sich heraus, dass die niederen Wundärzte 1876—95 nach der für die Aerzte und Wundärzte erster Klasse (1865—95) gefundenen Sterblichkeit 276 Todesfälle hätten haben sollen. Thatsächlich sind 342 beobachtet worden, was auf eine recht bedeutende Uebersterblichkeit schliessen lässt.

Auch für Württemberg liegt eine Todesursachenstatistik betreffend die Aerzte vor; wie nach den Gotha-Erfahrungen zeigt sich die Sterblichkeit an Tuberkulose verhältnismässig gering, an Typhus sehr gross.

Eine Bearbeitung der Todesursachen wurde ferner von W. Ogle, dem Nachfolger Farr's als Leiter der englischen Bevölkerungsstatistik, nach der Berufstatistik von 1880—82, für Aerzte speciell 1873—82 (Statistics of Mortality in the Medical Profession; Medico-chirurgical Transactions 1886) versucht. Eine Uebersterblichkeit ergaben wiederum die Infektionskrankheiten, eine Untersterblichkeit die Lungenschwindsucht und überhaupt die Krankheiten der Atmungsorgane. Die Krankheiten des Nervensystems und der Verdauungsorgane erheischten nach Ogle verhältnismässig viele Opfer unter den Aerzten.

---

1) Statistische Untersuchungen über die Mortalitätsverhältnisse im ärztlichen Stande. Tübingen 1865.

Von älteren englischen Untersuchungen kann schliesslich eine von Neison sen. angeführt werden[1]). Dieselbe betraf teils die englischen Militärärzte (1816—50), die eine hohe Sterblichkeit hatten (wegen Krieg und Aufenthalt in fremden Ländern), teils die Mitglieder der Royal Medical Chirurgical Society (1805—50). Für die letzteren lagen nur 96 Todesfälle, also ein sehr begrenztes Material vor; die Sterblichkeit war ungefähr dieselbe wie gleichzeitig in England, hatte also für eine wohlsituierte Gesellschaftsklasse immerhin ein recht hohes Niveau.

Auch die oben erwähnte Bearbeitung der dänischen Individualstatistik (1815—70) ergab eine bedeutende Sterblichkeit der Aerzte. Vergleicht man mit der Sterbetafel der dänischen Staatsanstalt für Lebensversicherung (Versorgertafel), so erhält man für 1840—70 217 erwartungsmässige Todesfälle gegen 267 nach Beobachtung. Die Beamten und die gebildeten Stände, welche vornehmlich die Staatsanstalt benutzt haben, zeigten also im ganzen bessere Lebenschancen als die Aerzte. Die dänischen Erfahrungen stimmen wiederum mit den norwegischen ganz gut überein.

Es lässt sich also ein recht klares Bild der Gesundheitsverhältnisse im ärztlichen Stande zeichnen; man ist darüber einig, dass die Lebenschancen in demselben verhältnismässig ungünstige sind, sei es nun, weil der Beruf überhaupt ein anstrengender und aufreibender ist, mit erhöhter Gefahr der Ansteckung durch epidemische Krankheiten, oder dass gewisse Versuchungen, z. B. zu missbräuchlicher Verwendung von Morphium oder anderen Stimulantien, mehr Opfer erheischen als in anderen Berufen.

6. Es liegt nahe, im Anschluss an den ärztlichen Stand der Krankenpflege-Orden zu gedenken, wie sie von Cornet untersucht worden sind[2]). Cornet's Untersuchung bezieht sich auf die männlichen und weiblichen katholischen Orden. Das Material beschaffte er durch Fragebogen, die er an viele Klöster richtete. Durchschnittlich handelte es sich um etwa 4000 Brüder und Schwestern (letztere weitaus in der Mehrzahl) mit im ganzen 87450 durchlebten Jahren. Die Hauptergebnisse sind folgende: Zusammen lagen 2099 Todesfälle vor, darunter nicht weniger als 1320 an Tuberkulose, und zwar so, dass im Alter unter 30 Jahren von 738 Todesfällen 526 oder 71 Proz. auf Tuberkulose fielen, zwischen 30 und 40 : 525 unter 711, also 74 Proz., zwischen 40 und 60 : 244 unter 497 oder 49 Proz. und über 60 25 unter 153 oder 16 Proz. Diese Zahlen deuten auf eine sehr grosse Tuberkulose-Sterblichkeit hin. In England z. B. erreicht die Sterblichkeit an Phthisis und anderen tuberkulösen Krankheiten in keinem Alter die Hälfte der Todesfälle. Für den Teil der Beobachtungen, für welchen das Alter der Lebenden angegeben war, findet Cornet weiter folgende Zahlen:

Von 100 am Anfang des Jahres Lebenden starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	
15—19	2,0
20—24	2,2
25—29	2,4
30—39	1,9
40—49	1,5
50—59	1,9
60 und darüber	5,8

1) On the Rate of Mortality in the Medical Profession (vgl. oben p. 91).

2) Die Sterblichkeitsverhältnisse in den Krankenpflegeorden. Zeitschrift für Hygiene, VI, 1889.

Diese Sterblichkeitsprozente dürften eher zu klein als zu gross gelten können. Während sonst die Sterblichkeit mit dem Alter zunimmt, ist hier fast genau das Umgekehrte der Fall; die Sterblichkeit ist in den jüngeren Jahren auffallend gross. Nicht nur die Wirkung der Ansteckung lässt sich hierin erkennen, sondern auch der Einfluss des anstrengenden und zum guten Teil asketischen Lebens der Ordensmitglieder. Es wäre sehr zu empfehlen, dass andere Forscher dem Beispiel Cornet's folgten und die Sterblichkeit der nunmehr zahlreichen Krankenpflegerinnen verschiedener Art bestimmten.

Für die Borromäerinnen hat Kruse in der oben citierten Abhandlung auf Grundlage einiger von Wilh. Hohn mitgeteilten Beobachtungen eine freilich grosse, aber jedenfalls bedeutend günstigere Sterblichkeit gefunden. Im Alter 20—30 war die Sterblichkeit 9—10 pro mille, im Alter 30—50 15—16.

Im nordamerikanischen Censusbericht sind die Krankenpflegerinnen und Hebammen in ein und derselben Gruppe untersucht worden, die Sterblichkeit ist eine mässige, aber die Zahlen, für die einzelnen weiblichen Berufe, weichen so ausserordentlich voneinander ab, dass man kaum Vertrauen zu dieser Statistik haben kann

Zuverlässiger sind die Ergebnisse, zu welchen Eneström für die schwedischen Hebammen gelangte [1]). Er fand unter Vergleichung mit der schwedischen Reichstafel (1871—80), dass unter Hebammen 1887—92 im Alter unter 40 Jahren 47 Todesfälle zu erwarten waren gegen 30 beobachtete, zwischen 40 und 60 Jahren 82 bezw. 56 und für über 60 Jahre 135 bezw. 105. Doch glaubt Eneström, dass er nicht alle Todesfälle ermittelt habe, wodurch das günstige Resultat etwas abgeschwächt wird. Jedenfalls sind nach diesen Erfahrungen die Gesundheitsverhältnisse der Hebammen viel besser als in den Krankenpflege-Orden.

Auch für die Tierärzte dürfte es gegenwärtig recht leicht sein, gute Beobachtungen zu erzielen. In der englischen Statistik für 1860—61, 71 sind die Tierärzte mit Hufschmieden (veterinary surgeons and farriers) zusammengefasst. Während die Schmiede sich sonst einer recht guten Gesundheit erfreuten, was sich auch 1890—92 bestätigte, traf dies für die erwähnte Gruppe nicht zu; man darf daraus wohl schliessen, dass die Tierärzte wie die Mediziner gesundheitsschädlichen Einflüssen verschiedener Art ausgesetzt sind, die sich namentlich im berufsthätigen, kräftigen Alter geltend machen.

7. Zu den geistigen Arbeitern gehören auch die Civilingenieure. Für diese Klasse ergab die englische Statistik 1860—61, 71 recht günstige Gesundheitsverhältnisse.

Von den übrigen Berufen, die in dieses Kapitel fallen, sind endlich noch die Juristen zu behandeln. Die Sterblichkeit in diesem Stande war, wie oben angeführt, nach der offiziellen englischen Statistik mässig, wenngleich bedeutend höher, als unter der Geistlichkeit.

Zu einem ähnlichen Ergebnis gelangten die früheren Supplementary Reports für 1880—82 und für 1860—61, 71. Bei letzterer Untersuchung wurden zwei Gruppen unterschieden: Barristers einer-, Attorneys and Solicitors andererseits. Während die Solicitors nahezu dieselbe Sterblichkeit hatten wie die allgemeine Bevölkerung, war die Sterblichkeit der Barristers eine auffallend niedrige, sie betrug nur zwei Drittel der all-

1) Betänkande om barnmorskekårens pensionering. Stockholm 1893.

gemeinen. Die Solicitors bildeten also — falls die Beobachtungen zuverlässig sind — in gesundheitlicher Beziehung einen Uebergang zwischen den Barristers und dem juristischen Bureaupersonal (Law Clerks).

Wie oben angeführt, war die Sterblichkeit der Gerichtsbeamten nach dänischen Beobachtungen verhältnismässig hoch. Etwas besser war der Gesundheitszustand der Steuerbeamten. Auf 325 berechnete Todesfälle kamen bei ihnen 338 thatsächliche, während die entsprechenden Zahlen für Gerichtsbeamte 329 bezw. 378 waren; allerdings sind die Beobachtungen zu definitiven Urteilen über die verschiedene Sterblichkeit in beiden Gruppen nicht umfangreich genug.

Ferner liegen für Forstbeamte deutsche Beobachtungen vor in Karup's und Gollmer's Untersuchungen betreffend die Lehrer (l. c. p. 182 ff.). Die Beobachtungen entstammen der Gothaischen Staatsdiener-Witwen-Societät [1]). 1850—89 starben unter Waldwarten 36, während nach den Erfahrungen der Societät 45 zu erwarten gewesen wären, unter anderen Forstbeamten 78 bezw. 94. Man hat also hier eine recht deutliche Untersterblichkeit. Für die übrigen Beamten (abgerechnet Geistliche und Lehrer) ergab die Untersuchung 877 bezw. 853 Todesfälle, also eine kleine Uebersterblichkeit.

Es erscheint übrigens nicht ganz leicht, zu einheitlichen Ergebnissen betreffend die Sterblichkeit der Beamten zu gelangen. Allerdings liegen viele bezügliche Untersuchungen der Witwenkassen und ähnlicher Institute vor, aber die Aufnahmebestimmungen dürften sehr verschiedene und die Resultate darum schwerlich vergleichbar sein. Eine interessante Untersuchung von L. Lindelöf betreffend die Civilbeamten Finnlands (1827—94) ergab das überraschende Facit [2]), dass dieselben eine sehr grosse Sterblichkeit hatten. Lindelöf fand die folgenden Zahlen:

Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Civilbeamte 1827—95	Männliche Bevölkerung Finnlands 1861—64	1878—86
20	5,9	6,8	6,9
30	9,2	8,1	7,7
40	15,7	11,1	10,4
50	26,9	19,0	16,6
60	48,2	36,5	32,1
70	82,6	82,7	73,8
80	153,7	185,0	165,8

Man könnte fragen, ob die Erklärung dieser Thatsache vielleicht in der mit der Zeit abnehmenden Sterblichkeit zu suchen ist. Doch zeigt eine von Lindelöf vorgenommene Teilung in Zeitperioden, dass die Sterblichkeit der Civilbeamten Finnlands 1827—54 nur unwesentlich höher war als 1855—94 [3]). Dies dürfte vielleicht z. T. den Notjahren zuzuschreiben sein, welche Finnland 1867—68 heimsuchten, und unter denen wohl auch die Beamten litten. Jedenfalls stellt sich das Bild in der Regel für die Beamten wesentlich günstiger. Eine Approximativberechnung auf Grundlage der von Schjöll [4]) für 1845—85 bearbeiteten Erfahrungen der norwegischen Witwenkasse würde bei Berücksichtigung der zeitlichen

1) Betr. die Sterblichkeitserfahrungen dieser Societät vgl. ferner: Karup: Die Finanzlage der Gothaischen Staatsdiener-Witwen-Societät. Dresden 1893.

2) Mortalitäten för civila tjenstemän i Finland. Öfversigt af Finska Vet.-Soc. Förhandlingar, XXXVIII.

3) Ställningen i Finska Civilstatens Enke-och Pupillkassa. Helsingfors 1896.

4) Betœnkning angaaende den om den almindelige Enkekasse gjœldende Lovgivning, 1893.

Schwankungen in der Sterblichkeit etwa folgendes Ergebnis haben (wobei freilich nicht übersehen werden darf, dass hier Geistliche mitgerechnet sind).

Von 1000 Männern starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Beamte 1875—85	Allgemeine Bevölkerung 1871—80	1881—90
25	4	9	9
35	6	9	8
45	8	11	10
55	16	17	17
65	39	35	31
75	84	77	73

Nur im Greisenalter ist also die Sterblichkeit der Beamten etwas höher als die allgemeine, während in der eigentlichen Periode der Berufsthätigkeit das Umgekehrte der Fall ist.

Die erwähnten Gotha-Erfahrungen zeigen ebenfalls günstige Verhältnisse unter den Beamten; weniger gilt dies für die von Blaschke bearbeiteten Erfahrungen des österreichisch-ungarischen Beamtenvereins[1]), wobei übrigens die an und für sich hohe Sterblichkeit in den betreffenden Ländern in Rechnung gezogen werden muss. Nach den oben erwähnten Untersuchungen die Sterblichkeit auf dem Lande in Fünen war diese unter Beamten über verhältnismässig hoch, die Beobachtungen jedoch recht wenig umfassend. Dagegen ergaben die holländischen Ermittelungen günstige Resultate für den Beamtenstand.

8. In der Hauptsache haben wir es im Vorhergehenden nur mit der Sterblichkeit im Beruf zu thun gehabt; es wird aber auch von Interesse sein, die Sterblichkeit der aus dem Dienst Geschiedenen kennen zu lernen. In dieser Richtung liegen verschiedene Untersuchungen vor.

Für die pensionierten französischen Beamten (1861—77) hat Achard die Sterblichkeit untersucht[2]). Er teilte dieselben in drei Klassen, solche, die einen praktischen Dienst ausgeübt hatten (un service actif), solche, die eine sitzende Beschäftigung gehabt hatten (service sédentaire) und endlich die ehemaligen Lehrer. Zieht man Potiquet's Zahlen für Gelehrte zum Vergleich heran, jedoch ausschliesslich Lehrer, so ergeben sich die folgenden Werte der ferneren mittleren Lebensdauer:

Alter (Jahre)	nach Potiquet für Gelehrte	nach Achard für Pensionierte aus dem service actif	service sédentaire	Lehrerstande
45	25,74	19,99	18,37	—
55	18,41	16,92	15,76	16,69
65	12,05	11,27	11,53	11,32
75	7,02	6,90	7,22	6,47
85	4,16	3,82	4,47	2,70

Die Zahlen deuten darauf hin, dass die Sterblichkeit der aus dem Amt geschiedenen Beamten eine bedeutende ist, namentlich in den jüngeren Jahren. Die Erklärung dieser Thatsache liegt auf der Hand. Die holländische Statistik ergiebt ebenfalls für Pensionierte (im Alter von 18 bis 50 Jahren) eine sehr hohe Sterblichkeit. Auch in Italien scheint die Sterblichkeit der Pensionierten recht gross zu sein, wie dies z. B. aus den folgenden Zahlen erhellt[3]).

1) Der erste allgemeine Beamten-Verein der österreichisch-ungarischen Monarchie 1865—1890. Wien 1890.

2) Recherches statistiques sur la longévité des pensionnaires civils de l'état. Journ. des Actuairies Français, VIII, 1879.

3) Statistica dei pensionati civili e militari. Annali di Statistica 1887.

Von 1000 Pensionierten starben jährlich 1883—85:

	erfahrungsmässig	erwartungsmässig nach der Sterblichkeit der allgemeinen Bevölkerung	Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächliche
Ehemalige Civilbeamte . .	58,5	60,4	97
„ Militärbeamte . .	42,1	35,4	119
Witwen der Civilbeamten .	46,1	65,1	71
„ „ Militärbeamten .	42,6	53,4	80

Als Grundlage des Altersaufbaues der Pensionierten wurden die Zahlen aus dem Jahre 1881 verwertet, als Sterbetafel die für 1877—86. Dass die Witwen der Civilbeamten verhältnismässig günstigere Sterblichkeitsverhältnisse aufweisen, als die der Militärbeamten, hängt vielleicht mit der etwas reichlicheren Pension der ersteren zusammen. Uebrigens erkennt man, dass die Männer eine verhältnismässig viel höhere Sterblichkeit haben, als die Frauen.

Auch für Dänemark liegen in dem oben citierten Bericht über die Sterblichkeit in Fünen einige Zahlen betreffend die Sterblichkeit der aus dem Dienst geschiedenen Personen vor, die übrigens zum Teil später behandelt werden sollen. Die aktiven Beamten und Lehrer hatten eine etwas niedrigere Sterblichkeit, als die pensionierten, doch sind die Beobachtungen nicht umfassend genug, um vollständig beweiskräftig zu sein.

Gelegentlich einer Aenderung in den Pensionierungs-Vorschriften für die dänische Geistlichkeit habe ich die Sterblichkeit der emeriten Geistlichen aus den Jahren 1857—86, zusammen 552, untersucht[1]). Jede Person wurde von dem Augenblick an beobachtet, wo sie das Amt niedergelegt hatte, bis zum Jahrestage dieses Ereignisses in 1886 oder bis zum Tode, falls dieser früher eingetreten war. Das Alter wurde unter Berücksichtigung des Geburtstages in ganzen Jahren berechnet; ein mit 70 Jahren verabschiedeter Pfarrer wird aber wohl durchschnittlich 70½ Jahr alt gewesen sein, was bei Vergleichung mit anderen Zahlen berücksichtigt werden muss, wie dies denn auch in den nachstehenden Tafeln geschehen ist. Die folgende Uebersicht zeigt nun die Sterblichkeit der emeriten Geistlichen nach Alter.

Emeriten von 1857—1886.

Alter (Jahre)	Lebende an den Jahresanfängen	Todesfälle	Von 100 starben in jeder Altersklasse jährlich	Gesamte Geistlichkeit Dänemarks 1840—78. Von 100 starben jährlich
unter 55	116	4	—	—
55—60	114	1	—	1,9
60—65	352	19	5,4	3,2
65—70	740	60	8,1	5,2
70—75	920	92	10,0	7,4
75—80	677	72	10,6	9,2
80—85	327	52	15,9	15,4
85—90	108	26	24	18
90 u. darüb.	19	9	47	22
Zus.	3373	335	9,9	—

1) Beitrag zur Sterblichkeits-Statistik. Assecuranz-Jahrbuch IX, 1888, vgl. oben p. 213.

Zu einem weiteren Vergleiche kann angeführt werden, dass die Sterblichkeit der männlichen Gesamtbevölkerung Dänemarks in den Jahren 1870—79 im Alter von 60—65 Jahren 3,6 Proz., in den folgenden drei fünfjährigen Altersklassen beziehungsweise 5,2, 8,2 und 11,1 Proz. betrug. Die Sterblichkeit unter den pensionierten Geistlichen ist also bedeutend höher als in der allgemeinen Bevölkerung; von 80 Jahren an sind die Verhältnisse, soweit ein so begrenztes Material als beweiskräftig gelten kann, in etwas besserer Uebereinstimmung. Bis zum Alter 80 ist die Sterblichkeit auch höher, als im gesamten geistlichen Stande; ob nach diesem Zeitpunkte noch ein wesentlicher Unterschied stattfindet, lässt sich schon aus dem Grunde schwer entscheiden, weil das Material dann grossenteils zusammenfällt, indem in solch' hohem Alter weitaus die Mehrzahl der Geistlichen pensioniert sein muss.

Dass die Beobachtungsperioden verschieden sind, kann kaum ins Gewicht fallen, ebenso auch nicht die etwas verschiedene Altersbesetzung innerhalb der fünfjährigen Klassen, wie eine bezügliche Untersuchung erweist. Es müssen somit recht kräftig wirkende Ursachen im Spiel sein, um die erhöhte Sterblichkeit hervorzurufen.

Um nun der Frage noch etwas mehr auf den Grund zu gehen, kann man das Material nach der seit Niederlegung des Amtes verflossenen Zeit ordnen, indem man gleichzeitig die Altersbesetzung berücksichtigt. Budgetiert man dann die Zahlen der Sterbefälle nach der Sterbetafel für die Emeriten und ebenso nach der für die Geistlichkeit überhaupt, so ergiebt sich:

	Anzahl der Sterbefälle		
	nach Beobachtung	nach Berechnung auf Grund der Tafel für	
		die Emeriten	die gesamte Geistlichkeit
0—1 Jahre nach Niederlegung des Amtes	44	45,2	33,2
1—3 " " " " "	91	74,2	55,3
3—5 " " " " "	52	54,2	41,0
5—10 " " " " "	74	92,5	73,4
10 und darüber " " "	69	63,7	50,9
Zusammen	330	330	254

Wie man sieht, war die Sterblichkeit der im ersten Ruhejahre stehenden Geistlichen, mit der Tafel für die Emeriten überhaupt gemessen, etwa normal, beginnt dann aber anzuschwellen, um in den folgenden Ruhestandsjahren wieder abzunehmen. Zwischen dem 5. und 10. Jahre nach Niederlegung des Amtes ist die Sterblichkeit der Pensionierten etwa dieselbe gewesen, wie unter der Geistlichkeit überhaupt.

Die Schwächezustände, welche zur Niederlegung des Amtes führen, haben also schon im ersten Jahre eine Erhöhung der Sterblichkeit bewirkt. aber sie waren namentlich im 1. bis 3. Jahre fühlbar. Dies mag eine Zufälligkeit sein, es darf aber nicht vergessen werden, dass Geistliche, deren Tod voraussichtlich nahe bevorsteht, in der Regel nicht aus dem Amte entlassen werden; auch wird das erste Jahr nach Niederlegung des Amtes zum Teil noch unter gewohnten Verhältnissen im Pfarrhause zugebracht werden. Nach diesen Jahren sinkt die Sterblichkeit; es hat eine Art von Auslese stattgefunden; doch ist für die sehr alten Pensionierten eine

Uebersterblichkeit bemerkbar, die aber vielleicht teilweise auf die ungleichartige Altersbesetzung innerhalb der fünfjährigen Altersklassen zurückzuführen ist. Als Gesamtresultat findet man das schon p. 213 angeführte Ergebnis (indem man nur die Dauer des Ruhestandes berücksichtigt), dass die Sterblichkeit im ersten Quinquennium 9,9 Prozent war, im folgenden nur 8,3, trotzdem dass die Pensionierten in diesem Zeitraum älter geworden sind.

Aller Wahrscheinlichkeit nach werden ähnliche Verhältnisse bei anderen Arten von Pensionierten gelten, und ich habe mich deshalb etwas länger bei diesem Gegenstand aufgehalten. Leider ist das Material sehr begrenzt, und es kann den Ergebnissen daher nur ein vorläufiger Wert beigelegt werden; doch lässt sich anführen, dass eine spätere Untersuchung (bis 1. Nov. 1892 hinaufgeführt) im ganzen mit den hier gefundenen Resultaten in Uebereinstimmung war. Es wäre zu wünschen, dass der eine oder andere Statistiker sein Augenmerk auf dieses im ganzen verhältnismässig leicht zugängliche Gebiet richtete, um die Wirkung des Ruhestandes und der ihn begleitenden Auslese zu bestimmen. In Verbindung mit dieser Frage steht wieder die von Kruse angeregte Frage, ob der Eintritt in einen Beruf mit gesundheitsschädlichen Momenten verknüpft ist, die die Sterblichkeit vorübergehend erhöhen.

Sechzehntes Kapitel.

Handel, Transportwesen und Sicherheitsdienst.

1. Die in diesem Kapitel behandelten Berufe sind eher aus volkswirtschaftlichen als aus hygienischen Rücksichten zusammengestellt, denn die Ursachen, welche die Gesundheitsverhältnisse in ihnen beeinflussen, sind äusserst verschieden. Bei manchen wird man deutliche Berührungspunkte mit den liberalen Professionen nachweisen können (z. B. Kontoristen im Handel und Gerichtsschreiber), so dass man also mit Uebergangsformen von dieser Gruppe zu thun hat; bei anderen wieder treten viele der Industrie eigentümliche Ursachen ins Spiel.

Vorerst stelle ich, wie im vorigen Kapitel, die letzten bezüglichen englischen Ermittelungen (1890—92) zusammen.

Von 1000 Personen starben durchschnittlich jährlich im Alter von

Beruf	25—35 Jahren	35—45 Jahren	45—55 Jahren	55—65 Jahren
Ladenhalter (Shopkeeper)	6,88	11,14	18,29	32,92
Kontorpersonal im Handel (Commercial Clerk, Insurance Service)	7,73	12,66	18,36	33,81
Handelsreisende	6,09	12,62	21,41	39,28
Transportwesen	9,26	15,91	26,65	46,48
Ganze Bevölkerung	7,67	13,01	21,37	39,01
Beschäftigte in den Industriebezirken	8,65	15,91	27,82	50,15
„ „ „ Ackerbaubezirken	6,00	8,96	13,82	26,11

Im ganzen begegnet man also im Handel günstigeren Verhältnissen als im Transportwesen, und beim Handel stehen wieder die Selbstständigen, die Ladenhalter oben an. Freilich treten hier Fehlerquellen auf, die ich unten näher beleuchten will, aber im ganzen dürfte diese vorläufige Vorstellung der Reihenfolge recht zutreffend sein. Dies ergiebt sich auch aus folgender Uebersicht, bei der die Sterblichkeit der allgemeinen Bevölkerung als Grundlage der Rechnung gewählt ist.

Beruf	Im Alter 25—65 starben		Auf 100 erwartungsmässige Sterbefälle kamen beobachtete	Sterbefälle nach „Standardberechnung“
	nach Beobachtung	nach Erwartung		
Ladenhalter	10456	12164	86	86
Kontorpersonal	5028	5392	93	91,5
Handelsreisende	1539	1620	95	96
Transportwesen	27796	22810	122	122

Die beiden Methoden der Vergleichung (vgl. oben p. 530) führen also wesentlich zu denselben Ergebnissen. Wählen wir nun die Standardberechnung als Ausgangspunkt, so können wir untersuchen, wie die 86 bezw. 91,5 u. s. w. Todesfälle, die man nach der erfahrungsmässigen Sterblichkeit in den einzelnen Gruppen auf jede 100 Todesfälle in der Standardbevölkerung zu erwarten hätte, sich auf Todesursachen verteilen.

Beruf	Phthisis	Krankh. im Respirationssystem	Krankh. im Cirkulationssystem	Krankh. im Verdauungssystem	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Selbstmord	Unfall	Andere Ursachen	Zusammen
Ladenhalter	17,2	17,8	11,7	5,8	4,4	4,2	8,2	1,4	1,7	2,5	11,0	85,9
Kontorpersonal . . .	21,8	17,2	11,5	5,3	4,8	4,0	9,8	1,4	2,1	2,1	11,5	91,5
Handelsreisende . .	17,4	17,7	14,5	7,5	5,3	6,3	8,9	2,3	1,5	4,6	10,1	96,1
Transportwesen . .	21,5	29,6	16,4	5,8	4,9	5,3	9,3	2,1	1,5	12,2	13,0	121,6
Ganze Bevölkerung .	19,2	22,4	13,2	5,8	4,4	4,7	10,2	1,3	1,5	5,6	11,7	100,0

Die Zahlen für die Gruppen im Handelsstande stimmen also in vielen Beziehungen überein; auffallend ist jedoch die grössere Häufigkeit von Krankheiten im Verdauungssysteme und von Alkoholismus bei den Handelsreisenden (freilich sind die Beobachtungen betreffend die letztere Todesursache wenig umfassend, sie stimmen aber ganz gut mit älteren Beobachtungen überein).

Wenn im Vorhergehenden eine etwas grössere Sterblichkeit der Kontoristen als der Geschäftsinhaber gefunden wurde, so gilt es vorerst den störenden Einfluss der verschiedenen Altersbesetzung zu neutralisieren. Das Kontorpersonal umfasst meistens jüngere Leute, innerhalb jeder 10 jährigen Altersklasse ist somit bei ihm das Durchschnittsalter kleiner als in der Gruppe der Selbständigen. Dieser Umstand wird aber jedenfalls nur die Wirkung haben, dass die wirkliche Sterblichkeit noch etwas höher liegt, als hier gefunden, und man darf daher mit recht grosser Sicherheit annehmen, dass die Kontoristen (wie auch die Handelsreisenden) thatsächlich weniger guter Gesundheitsverhältnisse sich erfreuen, als die Ladenhalter. Anders wäre die Sachlage, wenn die Altersbesetzung dieser Gruppen in entgegengesetzter Richtung vom Durchschnitt abwiche, dann würde nämlich bei der hier durchgeführten Berechnung die Sterblichkeit der Kontoristen und Reisenden zu hoch gegriffen sein, und man hätte keine Sicherheit dafür, dass eine etwaige Korrektur die Differenz nicht etwa gänzlich aufheben könnte.

Uebrigens ist man nicht ganz ohne Mittel, wenigstens mit Annäherung die störenden Einflüsse zu beseitigen. Oben (p. 143) habe ich ein Interpolationsverfahren angegeben, durch welches man mit verhältnismässig grosser Sicherheit der Altersgruppierung Rechnung tragen kann. Wo es sich um gleich grosse Intervalle handelt wie hier, und man nur das Endergebnis der Standardberechnung ins Auge fasst, lässt sich auch ein kürzerer Weg einschlagen. Beispielsweise ergiebt sich für Kontoristen im Alter 25—55, wenn man gar keine Altersgruppierung benutzt, 77,3 als die Sterblichkeit im Vergleich mit der Normalsterblichkeit 100 der ganzen Bevölkerung, Benutzt man zwei 20 jährige Altersklassen, so erhält man 87,2 und mit vier 10 jährigen Klassen 91,5. Bezeichnet man nun diese Zahlen mit y_{40} bezw. y_{20} und y_{10}, so gilt es die Zahl zu ermitteln,

welche der Wahl ganz kleiner Altersintervalle entsprechen würde. Newton's Interpolationsformel ergiebt 95,4 (mit einjährigen Altersklassen hätte man 95,0 erhalten, mit fünfjährigen 93,5). Für Handelsreisende erhält man mit 0jährigen Altersklassen 99,4. Für die Selbständigen hat dagegen die Korrektur nur einen höchst geringen Effekt, sie steigert nämlich die Sterblichkeitsziffer von 85,9 auf 86,1.

Man erkennt also, dass der Unterschied durch diese Korrektur nur noch grösser wird, als er vorher war.

Was die Handelsreisenden betrifft, so wurde für sie 1860/61 und 1871 eine noch höhere Sterblichkeit gefunden. Die Erklärung mag sein, dass dieser Stand seitdem grössere moralische Fortschritte gemacht hat oder dass die Statistik damals weniger genau war. Die Kontoristen lassen sich, wie schon oben erwähnt, namentlich mit den Law Clerks in Parallele stellen, deren Sterblichkeit übrigens noch grösser ist. Wenn die Ladenhalter etwas gesünder sind, als die Buchhalter u. dgl., so dürfte dies zum guten Teil ihrer besseren wirtschaftlichen Lage zuzuschreiben sein.

In schroffem Gegensatze zu den eben behandelten Zahlen stehen nun die Sterblichkeitsziffern beim Transportwesen. Auf verschiedenen Punkten begegnet man hier einer Erhöhung. Phthisis scheint recht häufig zu sein; noch mehr gilt dies von den Krankheiten im Respirationswege; endlich sind aus leicht verständlichen Gründen die Unfälle sehr häufig. Die betreffenden Zahlen decken aber äusserst verschiedene Verhältnisse, wie unten nachgewiesen werden soll.

2. Die Ladenhalter haben, wie bemerkt, recht günstige Gesundheitsverhältnisse; dies zeigt sich auch, wenn man nach Aufenthaltsort unterscheidet. Hält man die Bevölkerung der Industrie- und Ackerbaubezirke auseinander, so ergiebt sich folgende Sterblichkeit nach Standardberechnung:

	Industriebezirke	Ackerbaubezirke
Alle Beschäftigte	1248	687
Ladenhalter	1012	728

Während also die Ladenhalter in den Industriebezirken jedenfalls viel günstiger gestellt sind, als die allgemeine Bevölkerung, gilt dies nicht auf dem Lande. Das volle Licht über diese Thatsache wird jedoch erst aufgehn, wenn wir die Sterblichkeit der Ackerbautreibenden dargestellt haben werden.

Uebrigens lässt sich die Gruppe der Ladenhalter in eine grosse Menge einzelner Berufe auflösen, und es wird nicht ohne Interesse sein, dies hier zu thun. Die folgende Tafel enthält die wichtigsten einschlägigen Ergebnisse der englischen Statistik:

Von 1000 Personen starben jährlich 1890—92 im Alter:

Beruf	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Buchhändler u. s. w. (Publisher, Bookseller, Stationer)	6,92	9,48	17,13	34,96
Apotheker, Drogisten (Chemist, Druggist)	7,03	12,17	22,84	31,34
Tabakhändler	9,05	11,95	21,71	37,23
Milch- und Käsehändler u. s. w.	7,14	11,39	24,85	45,91
Fisch- u. Geflügelhändler (Fishmonger, Poulterer)	7,81	12,98	20,13	36,25
Obst- u. Gemüsehändler (Fruiterer, Greengrocer)	6,99	11,89	20,23	38,39
Kolonialwarenhändler (Grocer &c)	5,40	8,62	14,34	24,92
Kleiderhändler (Drapery)	8,52	13,87	20,73	37,63
Kohlenhändler	6,01	10,75	15,91	33,04
Eisenhändler (Ironmonger)	5,94	9,87	15,08	36,90
Ladenhalter ohne nähere Angabe (General Shopkeepers)	8,89	14,03	19,92	32,59

Wie man sieht, sind die Zahlen recht verschieden, ohne dass es immer leicht fällt, eine befriedigende Erklärung der Unterschiede zu geben. Zur besseren Uebersicht kann man folgende Tafel aufstellen:

Berufe	Im Alter 25—65 starben:		auf 100 erwartungsmässige Sterbefälle kamen beobachte	Sterbefälle nach „Standardberechnung"
	nach Beobachtung	nach Erwartung		
Buchhändler	574	691	83	83
Apotheker, Drogisten	547	587	93	93
Tabakhändler	438	437	100	100
Milch- und Käsehändler	980	931	105	106
Fisch- und Geflügelhändler	777	804	97	96
Obst- und Gemüsehändler	987	1042	95	95
Kolonialwarenhändler	2322	3493	66	66
Kleiderhändler	1470	1432	103	101
Kohlenhändler	964	1197	81	80
Eisenhändler	436	545	80	81
Ladenhalter ohne nähere Ang.	961	1005	96	97
Sämtliche Berufe	10456	12164	86	86

Wiederum weichen die Ergebnisse der „Standardberechnung" nur wenig ab von den Ergebnissen der Berechnung der erwartungsmässigen Fälle, und man kann insofern ohne Bedenken die Reihenfolge der Berufe bezüglich der Sterblichkeit nach den Ziffern der Standardberechnung betrachten. Bedenklicher ist freilich, dass die Beobachtungsreihen recht klein sind; der mittlere Fehler beträgt 2—5 Prozent. Dass die Kolonialwarenhändler eine geringe Sterblichkeit haben, scheint nach diesen Zahlen festzustehen und stimmt auch mit älteren Ergebnissen der englischen Statistik gut überein. Dass Buchhändler im ganzen recht gesund sind, dürfte ebenfalls aus den älteren wie aus den jüngeren Beobachtungen hervorgehen; dasselbe gilt für die Kohlen- und Eisenhändler. Nach der Statistik für 1860—61 und 71 hatten die Fisch- und Geflügelhändler eine sehr bedeutende Sterblichkeit; das ist neuerdings nicht der Fall, ohne dass man jedoch diesen Berufen ihre genaue Stellung in der Reihenfolge anweisen kann. Dass die Kleiderhändler, die Tabak- und Milchhändler durch eine hohe Sterblichkeit hervortreten, kann teilweise als zufällig gelten, doch gehören sie nach diesen Beobachtungen jedenfalls nicht zu den gesündesten Berufen. In der Mitte stehen 1890—92 die Drogisten, die Obst- und Gemüsehändler und die Ladenhalter ohne besondere Angabe, aber auch hier ist mit der oben angedeuteten Unsicherheit zu rechnen. Zu letzterer gesellt sich übrigens die Unsicherheit jeder Untersuchung, welche nicht auf Individualbeobachtungen fusst.

Es wird sich daher auch kaum lohnen weiter in die Statistik der Todesursachen einzudringen, zumal die Zahlen recht schwankend sind. Bezeichnend ist allerdings die geringe Alkoholismus-Sterblichkeit der Kolonialwarenhändler, bei denen auch die Phthisis verhältnismässig selten ist. Ein Vergleich der erwähnten Berufe in Bezug auf ihre wirtschaftliche Lage ist schwer zu ziehen.

Für die Hausierer und ähnliche Berufe (Costermongers, Hawkers u. s. w.) liegen in der englischen Statistik gesonderte Angaben vor. Im Alter 25—35 starben von ihnen jährlich 15,27 p. mille., in den drei folgenden 10jäh-

rigen Altersklassen 24,23 bezw. 37,08 und 48,90 p. m. Die Anzahl der beobachteten Todesfälle (2374) war 161 Proz. der erwartungsmässigen (eine Standardberechnung ergab 165,2). Die Sterblichkeit war also eine sehr grosse. Unter den 165,2 Todesfällen nach der Standardberechnung fanden sich 443 an Phthisis, 36 an Alkoholismus.

Wenn wir uns nun nach Kontrolzahlen in der statistischen Litteratur umschauen, so mögen Sörensens Beobachtungen (vergl. oben p. 477) den Anfang machen. Sörensen hat aus der männlichen städtischen Bevölkerung die Gruppe der Handelskontoristen, Bankbeamten u. s. w. ausgeschieden, die wohl am ehesten der Gruppe der Commercial Clerks in England entsprechen dürfte. Indem er die Sterblichkeit dieser Klasse im Alter 20—65 mit derjenigen der mittleren Gesellschaftsklassen verglich, fand er im ganzen 176 Todesfälle gegen 128 nach Erwartung, also eine erhebliche Differenz, welche in Uebereinstimmung mit den oben gefundenen Ergebnissen auf ungünstige Gesundheitsverhältnisse hindeutet. Die Tuberkulose spielte hierbei eine bedeutende Rolle. Uebrigens liegen auch einige dänische Beobachtungen betreffend den Handelsstand in den Landdistrikten Fünens vor (vergl. oben p. 482); da hier aber Schankwirte und ähnliche Berufe mit ausgesprochen grosser Sterblichkeit eingeschlossen sind, werden die Zahlen kaum als massgebend gelten können. Für England lassen sich die Beobachtungen des älteren Neison, die in dessen Contributions aufgenommen worden sind, heranziehen. Neison fand eine bedeutende Sterblichkeit für Clerks; ebenso Neison jun. in einer Untersuchung betreffend die Sterblichkeit englischer Krankenkassenmitglieder[1]).

Eine bemerkenswerte Untersuchung wurde gelegentlich von einer Arbeiterkommission für Schweden durchgeführt[2]). Die Grundlage bildeten die Sterbefälle der Jahre 1879—82 und die Volkszahl Ende 1880. Für Händler, Buchhalter und ähnliche Professionen wurden die folgenden Zahlen gefunden, die mit den für die allgemeine Bevölkerung festgestellten zusammengestellt sind.

Alter (Jahre)	Handel		Allgemeine Bevölkerung		
	Anzahl der Sterbefälle 1872—82	von 1000 in jeder Altersklasse starben jährlich	Von 1000 starben jährlich		
			in den Städten	auf dem Lande	im ganzen Reiche
15—20	32	4,3	6,0	4,2	4,4
20—25	119	7,1	9,2	6,2	6,7
25—30	145	8,1	10,4	6,1	6,9
30—35	123	7,7	12,4	6,1	7,2
35—40	151	10,6	14,6	6,8	8,1
40—45	143	12,2	18,1	8,1	9,7
45—50	113	11,9	21,9	10,0	11,8
50—55	113	17,9	27,5	13,6	15,4
55—60	102	21,5	33,6	18,7	20,5
60—65	74	25,6	44,0	27,8	29,4
65—70	54	39,0	63,8	42,9	44,6
70—75	36	65,7	96,7	70,0	71,8
75 u. darüber	46	—	—	—	—
	1251	—	—	—	—

1) On our present Knowledge of the Mortality and Sickness of Members of Friendly Societies. Third Report of the Commissioners appointed to inquire into Friendly and Benefit Building Societies, 1873, Appendix B.

2) Arbetareförsäkringskomiténs Betänkande III, 7. Stockholm 1889.

Im ganzen sind also die Sterblichkeitsverhältnisse bedeutend besser als allgemein in den Städten, etwas schlechter als auf dem Lande, und als Gesamtresultat ergiebt sich ein Sterblichkeitsniveau, das ein wenig über dem für das ganze Reich geltenden liegt. Berechnet man nach dem letzteren Massstab die erwartungsmässige Sterblichkeit im Alter 15—75, so ergeben sich 1106 berechnete Sterbefälle gegen 1205 beobachtete; wie gewöhnlich gleicht sich der Unterschied in den höheren Altersklassen aus, was hier vielleicht auch damit zusammenhängt, dass die Selbständigen mit ihren günstigeren Gesundheitsverhältnissen in den älteren Jahren relativ häufiger vertreten sind, als in den jüngeren. In den aufgeführten Zahlen sind die im Handel beschäftigten Kutscher, Boten u. s. w. nicht mitgerechnet, diese haben eine bedeutend höhere Sterblichkeit gehabt, was in gutem Einklang steht mit den unten folgenden Ergebnissen für das Transportwesen. Etwas höher schien das Sterblichkeitsniveau beim Handel nach den oben p. 533 citierten Untersuchungen in der Schweiz zu liegen.

Was Paris betrifft (oben p. 532), so stellt sich hier das Sterblichkeitsniveau bei dem in Banken und ähnlichen Instituten beschäftigten Personal recht hoch, doch hegt Bertillon selbst kein grosses Zutrauen zu den bezüglichen Beobachtungen. Wie in England, waren die Gesundheitsverhältnisse der Kolonialwarenhändler verhältnismässig günstig. Aber im Gegensatz zu England war die Sterblichkeit der Obst- und Geflügelhändler eine niedrige.

Auch der nordamerikanische Censusbericht enthält eine Statistik, betreffend verschiedene Berufe im Handel; dieselbe ist aber schwerlich zutreffend, da die Unterschiede auffallend gross sind.

So kamen in den Registration States unter Bankers, Brokers und Officials of Companies im Alter 25—45 nur 26 Sterbefälle auf 10000, während in der allgemeinen Bevölkerung desselben Gebietes 116 auf 10000 starben.

Die holländische Statistik ergiebt für die entsprechende Klasse günstige, für Handelsreisende wie für Kontoristen (boekhouders, schrijvers, copiïsten u. s. w.) ungünstige Verhältnisse, sehr günstige dagegen für Geschäftsinhaber und Verkäufer; für Hausierer wiederum findet man ungünstige Zahlen, was sich unschwer erklären lässt, während die hohe Sterblichkeit der Kaufleute (kooplieden en uitgevers) eine auffallende Erscheinung ist.

Betreffend die Kränklichkeit enthält der oben (p. 248) citierte italienische Krankenkassenbericht interessante Auskünfte. Für Geschäftsinhaber und Handelskommis zusammen war die Kränklichkeit wie auch die Krankheitsdauer erheblich kleiner, als in den übrigen Professionen zusammen. Nach den Erfahrungen der Ortskrankenkassen zu Frankfurt a. M. hatten die Angestellten der Kaufleute aller Art, männliche sowohl als weibliche, recht günstige Gesundheitsverhältnisse[1]). Dasselbe gilt für die österreichischen Krankenkassen. Die Handlungsbediensteten hatten nicht nur eine mässige Sterblichkeit, sondern namentlich eine verhältnismässig niedrige Morbilität[2]).

1) Bleicher, Beiträge zur Statistik der Stadt Frankfurt a. Main, N. F. 4, 1900. Frankfurter Krankheitstafeln.

2) Nachträgliche Mittheilungen über die Ergebnisse der Krankheitsstatistik der nach dem Gesetze vom 30. März 1888, betreffend die Krankenversicherung der Arbeiter, eingerichteten Krankenkassen in den Jahren 1891 bis 1895. Amtl. Nachrichten des K.K. Ministeriums des Innern betr. die Unfallversicherung und die Krankenversicherung der Arbeiter, XII, Nr. 7, 1900.

Als Gesamtergebnis darf man wohl nach all diesem kaum mehr behaupten, als dass die Selbständigen im Handel, wenigstens die Geschäftsinhaber, im allgemeinen gute Gesundheitsverhältnisse haben, während das Niveau für Kontoristen, Kommis etc. tiefer liegt. Eine Spezialisierung der Berufe hat bis jetzt noch keine klaren Ergebnisse gezeitigt.

3. Es gilt jetzt einen Ueberblick über die Berufe des Transportwesens zu gewinnen, und ich stelle zu dem Zweck wieder die englischen Beobachtungen aus 1890—92 zusammen.

Von 1000 Personen starben jährlich 1890—92 im Alter von:

Beruf	25—35 Jahren	35—45 Jahren	45—55 Jahren	55—65 Jahren
Eisenbahn-Verwaltungsbeamte (Railway Official, Clerk) . .	7,76	9,48	16,41	27,63
Lokomotivführer, Heizer	5,44	7,21	16,09	42,46
Schaffner, Bahnwärter, Träger, Weichensteller u. s. w. (Railway Guard, Porter, Poinsman &c)	6,45	9,19	17,28	35,52
Droschkenkutscher p. p. u. Stallknechte (Coach and Cab Service, Groom)	7,79	15,64	25,67	44,90
Fuhrleute und Frachtkutscher (Carman, Carrier)	9,31	16,82	28,01	50,44
Lichterführer, Fährmänner (Bargeman, Lighterman, Waterman)	9,94	16,71	24,44	44,17
Seeleute (Handels-Marine)	13,02	18,88	27,65	44,75
Hafenarbeiter (Dock Labourer, Wharf Labourer)	15,40	23,99	40,71	64,62
Dienstmänner, Gepäckträger p. p. (Messenger, Porter) . . .	9,85	17,73	26,71	41,70
Die letzten 8 Gruppen zusammen	9,26	15,91	26,65	46,48

Das Bureaupersonal und ähnliche im Dienste der Eisenbahnen stehende Personen haben also nach diesen Zahlen günstige Gesundheitsverhältnisse. dasselbe gilt für die Lokomotivführer und die Schaffner u. s. w.; sonst sind die Sterblichkeitsverhältnisse meistens sehr ungünstige. Um einen Ueberblick über die Reihenfolge zu gewinnen, lässt sich wieder die Methode der erwartungsmässigen Fälle benutzen.

Beruf	Im Alter 25—65 starben		auf 100 erwartete Sterbefälle kamen beobachtete	Sterbefälle nach „Standardberechnung"
	nach Beobachtung	nach Erwartung		
Eisenb.-Verwaltungsbeamte u.s.w.	930	1160	80	78
Lokomotivführer u. Heizer . .	741	1015	73	81
Schaffner u. s. w.	2360	2929	81	82,5
Droschkenkutscher u. s. w. . .	6368	5543	115	115
Fuhrleute u. Frachtkutscher . .	6227	4867	128	128
Fährmänner u. s. w.	1210	1010	120	120
Seeleute	4751	3447	138	135
Hafenarbeiter	3757	2041	184	183
Dienstmänner p. p.	2382	1958	122	122
Die letzten 8 Gruppen zusammen	27796	22810	122	122

Die Ergebnisse beider Berechnungsarten stimmen ganz gut überein, nur für die Lokomotivführer und Heizer bewirkt die eigentümliche Altersbesetzung eine etwas grössere Abweichung zwischen beiden Prozentreihen. Aber in beiden Reihen übt bei mehreren dieser Berufe die ungleiche

Altersbesetzung einen recht störenden Einfluss aus. Wenn z. B. die Eisenbahn-Verwaltungsbeamten bei der Standardberechnung nur mit 78,1 auftreten, so ergiebt eine Berechnung auf Grundlage zweier 20jähriger Altersklassen nur 76,1 und auf Grundlage einer 40jährigen Klasse sogar nur 70,0, und eine Interpolation wie die obige führt auf 79,4, also auf ein etwas ungünstigeres Resultat als früher, ohne dass dies freilich die Stellung der Berufsgruppe wesentlich ändert. Für Lokomotivführer und Heizer steigt dagegen die Ziffer von 81,0 bis 88,4, sodass die Sterblichkeit dem allgemeinen Niveau viel näher rückt, und für Schaffner, Bahnwärter u. s. w. erhält man 86,0 statt 82,5. Der mittlere Fehler ist übrigens so klein den Abweichungen vom Durchschnitt gegenüber, dass man mit recht grosser Sicherheit auf eine Sterblichkeit, die unter derjenigen der allgemeinen Bevölkerung liegt, schliessen darf. Bei den Kutschern sind die Korrekturen nicht belangreich, sie führen aber jedenfalls ein für diese Berufe ungünstigeres Ergebnis herbei; auch für die Fährmänner, die Dienstmänner etc. ausserhalb des Eisenbahndienstes bedarf es kaum einer Korrektur. Dagegen ist das Sterblichkeitsniveau der Seeleute etwas unterschätzt; die beschriebene Interpolation giebt für 0jährige Intervalle ein Niveau gleich 138,8 statt 135,2. Auch für die Hafenarbeiter gelangt man zu einem weniger günstigen Resultat (185,9 statt 182,9).

Im ganzen stimmen die gewonnenen Ergebnisse betreffend die sechs letzten der neun behandelten Transportberufe mit älteren englischen Beobachtungen überein. Anders bei den drei Eisenbahnberufen; für diese wurde 1860 – 61 und 71, eine bedeutende Uebersterblichkeit gefunden, was vielleicht auf hygienische Fortschritte in neuerer Zeit hinweist. Es verdient hervorgehoben zu werden, dass die Statistik von 1890—92 eine Untersterblichkeit für ausserhalb des Eisenbahndienstes stehende Heizer etc. ergab.

Die Todesursachen verteilen sich wie folgt:

Beruf	Phthisis	Krankh. im Respirations-system	Krankh. im Circulations-system	Krankh. im Verdauungs-system	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Selbstmord	Unfall	Andere Ursachen	Zusammen
Eisenb.-Verw.-Beamte	19,4	12,7	9,2	5,0	4,5	3,9	7,5	0,5	1,0	4,3	10,1	78,1
Lokomotivführer, Heizer	7,6	15,6	13,9	5,1	3,4	4,6	11,4	0,2	0,3	7,9	11,0	81,0
Schaffner u. s. w.	14,7	15,6	10,0	3,6	3,3	4,3	6,6	0,5	0,8	13,7	9,4	82,5
Droschkenkutscher	22,9	28,2	14,8	6,3	5,4	5,8	8,2	2,8	2,0	6,2	12,7	115,3
Fuhrleute	19,5	37,5	16,6	6,3	4,1	5,9	9,3	1,7	1,5	12,8	13,2	128,4
Fährmänner u. s. w.	16,7	24,8	18,9	5,4	4,0	4,5	9,8	1,7	0,7	22,3	11,1	119,9
Seeleute	22,8	22,5	19,7	7,2	5,7	6,0	11,7	2,1	1,4	20,2	15,9	135,2
Hafenarbeiter	32,5	56,4	23,6	7,0	6,8	5,1	11,4	5,2	2,2	16,2	16,5	182,9
Dienstmänner	32,5	28,2	17,0	4,6	5,1	4,8	9,2	1,5	1,5	5,3	12,5	122,2
Die letzten 8 Berufe	21,5	29,6	16,4	5,8	4,9	5,3	9,3	2,1	1,5	12,2	13,0	121,6

Die oben erwähnten Korrekturen würden selbstverständlich einige Aenderungen in diesen Zahlenreihen bedingen, ohne jedoch die Hauptzüge dieser Uebersicht wesentlich zu ändern. — Wie man sieht, tritt nach diesen Beobachtungen die Phthisis ausserordentlich verschieden auf. So haben die Lokomotivführer und Heizer (in der Regel wohl kräftige, ausgelesene Leute) eine sehr geringe Phthisis-Sterblichkeit, wogegen die

Hafenarbeiter, welche u. a. der Staubinhalation ausgesstzt sind und wohl auch oft unter dürftigen Verhältnissen leben, sehr häufig dieser Krankheit erliegen. Was die Krankheiten im Respirationssystem betrifft, so sterben an ihnen namentlich Hafenarbeiter und Fuhrleute, wogegen die Lokomotivführer, die Schaffner u. s. w. etwas unter dem Durchschnitt bleiben. Besonders werden die Hafenarbeiter von Bronchitis heimgesucht. Sehr verschieden tritt auch der Alkoholismus auf; die bei den Eisenbahnen beschäftigten Personen zeigen ihm gegenüber entschieden eine Untersterblichkeit, die Kutscher und Hafenarbeiter eine ebenso entschiedene Uebersterblichkeit auf, die vielleicht eine natürliche Erklärung der Uebersterblichkeit auch an anderen Krankheiten abgiebt; ebenso ist die Selbstmordhäufigkeit unter dem Eisenbahnpersonal recht niedrig, unter Mietkutschern und Hafenarbeitern recht hoch. Auch die Unfallhäufigkeit ist sehr verschieden. Im ganzen Lande war die Unfallsterblichkeit 5—6 Proz. der Todesfälle, eine Ziffer, die bei Lokomotivführern und Schaffnern u. s. w. bedeutend überstiegen wird, noch mehr aber bei Hafenarbeitern, und namentlich Seeleuten und Schiffern.

Nach der holländischen Statistik gelangt man kaum zu ganz klaren Ergebnissen. Eine grosse Uebersterblichkeit findet sich für Matrosen, eine Untersterblichkeit für Post-, Telegraphie- und Telephonbeamte, während Briefträger und dergl. die Mitte halten.

Für die Stallknechte, die Mietkutscher und dergl., wie auch für die Frachtkutscher u. s. w. fand Neison jun. eine bedeutende Sterblichkeit, was also das hier Gefundene bestätigt. Auch die österreichische Krankenkassenstatistik ergab für Fuhrleute eine erhebliche Sterblichkeit.

Dagegen war nach derselben Erhebung die Sterblichkeit der bei den Eisenbahnen Beschäftigten eine mässige. Von 1000 männlichen Personen starben durchschnittlich jährlich 1891—95:

Alter (Jahre)	Eisenbahnen mit Dampfbetrieb	Ueberhaupt
16—20	4,7	5,2
21—25	4,5	6,5
26—30	4,3	6,6
31—35	5,2	8,2
36—40	6,8	10,1
41—45	8,6	12,8
46—50	11,1	16,1
51—55	14,9	20,4
56—60	20,6	27,6
61—65	28,8	37,9
66—70	41,8	54,9

Die Erhebungen für die Schweiz führen ebenfalls beim Eisenbahnwesen auf eine recht deutliche Untersterblichkeit, die jedoch teilweise verschwindet, wenn man die Altersbesetzung etwas genauer berücksichtigt, für den Post- und Telegraphenbetrieb war die Sterblichkeit etwa normal; dagegen war dieselbe bei den Fuhrleuten und ähnlichen Berufen ausserordentich gross. Die schwedische Untersuchung ergab eine normale Sterblichkeit im Eisenbahnwesen, wogegen der Post- und Telegraphendienst eine grosse Sterblichkeit aufwies; da aber in beiden Ländern das Material recht begrenzt ist, so ist der Gegensatz vielleicht teilweise nur ein zufälliger. Für Kutscher und Dienstmänner fand man,

wie oben erwähnt, in Schweden eine hohe Sterblichkeit. Für Paris endlich erhielt Bertillon die folgenden Zahlen:

Von 1000 Personen starben jährlich im Alter von

	20—29 Jahren	39—39 Jahren	40—49 Jahren	50—60 Jahren
Im Ganzen (Männer) . . .	11,1	14,9	21,2	31
Post- und Telegraphenbetrieb	5,7	7,8	10,5	19,3
Kärrner und Fuhrleute . .	17,6	21,5	26,7	30,4
Pferdebahnen, Omnibusse, Fiakers u. s. w. . . .	17,5	20,3	28,1	30,7

Wenn hier der Post- und Telegraphenbetrieb günstige Verhältnisse zeigt, so stimmt dies mit den schwedischen Beobachtungen überein; wie in England ist die Sterblichkeit der Kutscher bedeutend.

Was ferner die nordamerikanische Statistik betrifft, so weist sie eine Untersterblichkeit im Eisenbahn-, Telegraphen- und Telephonwesen auf. Dagegen war die Sterblichkeit der Lichterführer u. s. w. (Bootmen, Canalmen) bedeutend, noch mehr die der Matrosen. Da jedoch diese Untersuchung überhaupt nicht einwandfrei ist, will ich nicht weiter auf sie eingehen.

Es wird kaum notwendig sein, diese Ergebnisse durch Betrachtungen über die Eigentümlichkeiten der einzelnen Berufe und die von ihnen bedingte Lebensweise zu beleuchten. Die unregelmässige Arbeitszeit der Kutscher, welche ausserdem vielfach der Witterung preisgegeben sind, noch mehr aber die Versuchungen, denen viele dieser Leute unterliegen, dürften schon eine genügende Erklärung ihrer grossen Sterblichkeit abgeben.

Dagegen scheint es nicht leicht zu einheitlichen Ergebnissen mit Rücksicht auf die Morbilität zu gelangen. Nach Neison jun. war die Kränklichkeit der Kutscher eine recht grosse; die italienische Krankenkassenstatistik ergiebt für Kutscher und Omnibuskondukteure etwa die durchschnittliche Kränklichkeit. Auch die Frankfurter Statistik hat für Fuhrleute und Kutscher keine auffallende Kränklichkeit. Dasselbe gilt für die österreichische Statistik, nach welcher aber die Mitglieder der Eisenbahn-Krankenkassen eine bedeutende Kränklichkeit aufweisen.

4. Die Sterblichkeit des Eisenbahnpersonals wurde namentlich für Deutschland gründlich untersucht, und zwar hauptsächlich von G. Behm, Herm. Zimmermann, und Aug. Zillmer.[1]) Ich führe hier einige Ergebnisse an für aktive Beamte und die Jahre 1868—89.

1) G. Behm: Statistik der Mortalitäts-, Invaliditäts- und Morbilitätsverhältnisse bei dem Beamtenpersonal der Deutschen Eisenbahn-Verwaltungen während der Jahre 1868—1873 mit Nachträgen 1874—83. Berlin 1876—85. — Herm. Zimmermann: Ueber Dienstunfähigkeits- und Sterbensverhältnisse. Im Auftrage des Vereins Deutscher Eisenbahn-Verwaltungen zu der Dienstunfähigkeits- und Sterbensstatistik desselben vom Jahre 1884, Berlin 1886. Von demselben Verfasser die nächsten Jahrgänge: Zur Statistik vom Jahre 1885, 1886, 1887. Endlich hat Aug. Zillmer die letzten zwei Hefte: „Beiträge zur Theorie der Dienstunfähigkeits- und Sterbens-Statistik“ für 1888—89 (Berlin 1890—91) geschrieben.

Altersklasse (Jahre)	Dienstunfähigkeitsziffer			Sterbeziffer		
	Zugbeamte	Nicht-Zugbeamte	Sämtliche Beamte	Zugbeamte	Nicht-Zugbeamte	Sämtliche Beamte
26—30	0,002	0,001	0,001	0,006	0,007	0,007
31—35	0,004	0,002	0,002	0,008	0,007	0,007
36—40	0,006	0,003	0,004	0,010	0,009	0,009
41—45	0,010	0,006	0,007	0,012	0,010	0,011
46—50	0,018	0,011	0,013	0,015	0,013	0,013
51—55	0,034	0,022	0,024	0,018	0,017	0,017
56—60	0,061	0,044	0,047	0,023	0,022	0,022
61—65	0,127	0,088	0,093	0,025	0,029	0,029
66—70	0,179	0,142	0,145	0,032	0,039	0,038
71—75	0,24	0,20	0,21	0,04	0,05	0,05

Diese Einteilung ist eine etwas andere als die englische, doch lässt sich das Hauptergebnis, dass das Zugpersonal bis zum 60. Jahre mehr dem Tode und der Dienstuntauglichkeit ausgesetzt ist, als das übrige Personal vielleicht in Einklang mit den englischen Beobachtungen bringen. Vergleicht man die Wahrscheinlichkeit binnen Jahresfrist zu sterben mit der für ganz Deutschland geltenden Tafel, so ergiebt sich, dass die Sterblichkeit nicht unerheblich niedriger als in der allgemeinen Bevölkerung ist, was ebenfalls mit englischen Beobachtungen übereinstimmt. Selbst wenn man die Dienstunfähigen mit in Rechnung giebt, ist die Sterblichkeit im ganzen kleiner als die nach den deutschen Lebensversicherungsgesellschaften für Männer (mit vollständiger ärztlicher Untersuchung). Die Wahrscheinlichkeit binnen Jahresfrist zu sterben, war z. B. im Alter 30 71 bezw. 77 von 10000, im Alter 49 108 bezw. 116, im Alter 60 321 bezw. 369 und im Alter 70 669 bezw. 734. Ferner zeigt sich, dass die Sterblichkeit in Abnahme begriffen war, ganz wie in England, wo die Bewegung jedoch intensiver gewesen ist. Es gilt nämlich für sämtliche aktive Eisenbahnbeamte folgende Tafel:

Alter (Jahre)	Dienstunfähigkeitsziffer		Sterbeziffer	
	1868—84	1885—89	1868—84	1885—89
20—30	0,001	0,001	0,007	0,006
31—35	0,002	0,002	0,007	0,007
36—40	0,004	0,005	0,009	0,008
41—45	0,007	0,009	0,011	0,010
46—50	0,012	0,014	0,014	0,013
51—55	0,023	0,027	0,018	0,016
56—60	0,042	0,055	0,022	0,022
61—65	0,080	0,114	0,030	0,027
66—70	0,127	0,176	0,039	0,035
71—75	0,19	0,24	0,05	0,04

Während die Dienstunfähigkeitsziffer zugenommen hat, was vielleicht auf eine geänderte Praxis in der Feststellung zurückzuführen ist, hat die Sterblichkeit der Aktiven, teilweise wohl schon aus jener Ursache, merklich abgenommen.

Um nun zu erkennen, wie die einzelnen Gruppen der Eisenbahnbeamten in dieser Beziehung gestellt sind, möge vorerst die erwartungsmässige

Sterblichkeit und Dienstunfähigkeit in jeder Gruppe auf Grundlage der für alle Aktiven gefundenen Zahlen für 1877—89 ins Auge gefasst werden.

Alter (Jahre)	Zugförderungsbeamte			Zugbegleitungsbeamte			Andere Beamte		
	Anzahl der Sterbefälle								
	Beobachtung	Berechnung	Auf 100 erwartungsmässige Fälle kamen beobachtete	Beobachtung	Berechnung	Auf 100 erwartungsmässige Fälle kamen beobachtete	Beobachtung	Berechnung	Auf 100 erwartungsmässige Fälle kamen beobachtete
unter 41	1046	1334	78	1589	1328	120	6796	6769	100
41—60	894	965	93	2206	1865	118	9954	10224	97
61 u. darüb.	43	55	—	159	169	—	1807	1785	101
Zus.	1983	2354	84	3954	3362	118	18557	18778	99
	Anzahl der Dienstunfähigkeitsfälle								
unter 41	714	487	147	811	531	153	2056	2563	80
41—60	1994	1113	179	2512	2251	112	11968	13110	91
61 u. darüb.	370	208	180	753	653	115	6745	7007	96
Zus.	3078	1808	170	4076	3435	119	20769	22680	92

Wie man sieht, hat das Zugförderungspersonal eine merklich geringere Sterblichkeit als das Zugbegleitungspersonal, während die übrigen Beamten eine mittlere Stellung einnehmen. Anders aber mit der Dienstunfähigkeit, welche bei den Zugförderungsbeamten viel grösser ist, als bei den anderen Gruppen. Zur Erklärung der verschiedenen Sterblichkeit können u. a. die Unfälle im Dienste herangezogen werden, welche unter dem Zugbegleitungspersonal bedeutend häufiger als unter den Zugförderungsbeamten waren. Eine ähnliche Berechnung für derartige Fälle, wie sie oben für die Sterbefälle ausgeführt worden ist, ergiebt:

Alter (Jahre)	Zugförderungsbeamte			Zugbegleitungsbeamte			Andere Beamte		
	Anzahl der Sterbefälle infolge Verunglückung								
	Beobachtung	Berechnung	Auf 100 erwartungsmässige Fälle kamen beobachtete	Beobachtung	Berechnung	Auf 100 erwartungsmässige Fälle kamen beobachtete	Beobachtung	Berechnung	Auf 100 erwartungsmässige Fälle kamen beobachtete
unter 41	92	135	68	372	136	274	487	680	72
41—60	63	72	—	314	135	233	545	715	76
61 u. darüb.	—	2	—	16	6	—	58	66	—
Zus.	155	209	74	702	277	253	1090	1461	75
	Anzahl der Dienstunfähigkeitsfälle infolge Unfalls								
unter 41	207	95	218	314	102	308	168	492	34
41—60	201	76	264	493	144	342	297	771	39
61 u. darüb.	8	2	—	40	7	—	32	71	—
Zus.	416	173	240	847	253	335	497	1334	37

Tödtliche Unglücksfälle sind also bei den Lokomotivführern und Heizern nicht besonders häufig, um so mehr bei den Schaffnern, welche auch etwas häufiger wegen Unfall dienstuntauglich werden.

Wenn man die tödtlichen Unglücksfälle in Abzug bringt, wird die Sterblichkeit der Zugbegleitungsbeamten fast normal, und diejenige der Zugförderungsbeamten nähert sich ein wenig dem Durchschnittsniveau. Man erhält dann für letztere eine Sterblichkeit gleich 85 Proz. der erwartungsmässigen, für die Zugbegleitungsbeamten 105 und für die übrigen 101, also eine bedeutende Ausgleichung. Auch inbetreff der Dienstunfähigkeit tritt eine solche ein, die Ziffern werden 163, bezw. 101 und 95.

Die Unfälle spielen also eine ausserordentlich grosse Rolle, die sich namentlich in den jüngeren Jahren fühlbar macht, wenngleich die Unfallhäufigkeit mit dem Alter langsam steigt. Im Alter von unter 41 Jahren sind 9 Proz. der Sterbefälle beim Zugförderungspersonal auf Unglücksfall im Dienst zurückzuführen, 23 Proz. beim Zugbegleitungspersonal und 7 Proz. beim übrigen Personal. Ueberhaupt kamen in allen Altersklassen 8 bezw. 18 und 6 Proz. der Todesfälle auf Verunglückung.

Um nun einen etwas tieferen Einblick zu gewinnen, mögen auch die Pensionierten mit in Rechnung gezogen werden. Wenn man die Sterblichkeit der Aktiven als Grundlage benutzt, so ergeben sich folgende Zahlen:

Sterblichkeit der Personen mit Ruhegehalt:

Alter (Jahre)	Zugförderungsbeamte			Zugbegleitungsbeamte			Andere Beamte		
	Anzahl der Sterbefälle								
	Beobachtung	Berechnung	Auf 1 erwartungsmässigen Fall kamen beobachtete	Beobachtung	Berechnung	Auf 1 erwartungsmässigen Fall kamen beobachtete	Beobachtung	Berechnung	Auf 1 erwartungsmässigen Fall kamen beobachtete
unter 41	127	22	6	151	25	6	435	49	8,9
41—60	575	200	2,9	823	249	3,3	3119	1092	2,9
61 u. darüb.	365	196	1,9	540	295	1,8	4663	2540	1,8
Zus.	1067	418	2,6	1514	569	2,7	8217	3681	2,2

Wie zu erwarten, ist die Sterblichkeit der jungen Pensionierten verhältnismässig ausserordentlich gross, mit zunehmendem Alter flacht sich der Unterschied bedeutend ab. Fasst man endlich die Sterbefälle der Aktiven und Pensionierten zusammen, dann kommen auf 100 (nach der Sterbetafel für Aktive) erwartungsmässige Sterbefälle folgende Zahlen beobachteter:

	Bei Einschluss der tödtlichen Unfälle	Ohne Einschluss der Unfälle
Zugförderungsbeamte	110	113
Zugbegleitungsbeamte	139	130
Andere Beamte	119	122
Zusammen	121	123

Die Zahlen gleichen sich also, wenn die Unglücksfälle weggelassen werden, etwas aus, beide Reihen erweisen jedoch die entschieden grössere Sterblichkeit der Zugbegleitungsbeamten.

Der Vollständigkeit wegen setze ich noch einige von Zimmermann berechnete Zahlen (für die Periode 1877—84) hierher.

Von 10000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Diensttaugliche	Pensionierte	Sämtliche Beamte
30	69	656	71
35	81	639	85
40	105	622	108
45	120	530	134
50	157	510	180
55	201	485	238
60	264	512	321
65	381	629	482
70	505	780	669
75	790	1068	992

Die Tafel zeigt uns eine ähnliche eigentümliche Auslese bei der Pensionierung, wie wir sie bei den pensionierten Geistlichen beobachteten (oben p. 545). Die Sterblichkeit der Pensionierten ist eine lange Reihe von Jahren hindurch fast konstant, ja sogar von 30 bis zu 55 Jahren in Abnahme begriffen.

Um noch eingehender die Sterblichkeit nach der Art der Beschäftigung zu beleuchten, kann man für 1888—89 die folgende Tafel berechnen, in welcher auch die Pensionierten einbegriffen sind.

	Unter 41 Jahren		41—60 Jahre		61 Jahre und darüber		Zusammen		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen beobachtete
	Anzahl der Todesfälle nach								
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	
Zugförderungsbeamte	172	214	319	306	119	107	610	627	97
Zugbegleitungsbeamte	242	191	642	527	195	188	1079	906	119
Bahnbewach.-Beamte	171	214	759	904	669	749	1599	1867	86
Stationsbeamte . .	277	288	450	461	254	217	981	966	102
„ im niederen Stationsdienst	142	110	408	314	199	174	749	598	125
Weichenwärter . .	111	141	381	490	205	224	697	855	82
Bureaubeamte . . .	258	215	529	486	278	260	1065	961	111
Zusammen	1373	1373	3488	3488	1919	1919	6780	6780	—

Die Untersterblichkeit der Zugförderungsbeamten und die Uebersterblichkeit der Zugbegleitungsbeamten in den jüngeren Jahren zeigt sich also auch hier. Auch für die übrigen Beamten zusammen bestätigen sich die früheren Ergebnisse. Die Weichenwärter und das Bahnbewachungspersonal haben eine niedrige Sterblichkeit, dagegen scheint der niedere Stationsdienst mit einer hohen Sterblichkeit verbunden zu sein, die sich nur teilweise aus einer recht grossen Unfallhäufigkeit erklärt. Dass die Bureaubeamten sehr ungünstige Gesundheitsverhältnisse aufweisen, ist an und für sich auffallend und steht nicht in Einklang mit den englischen Erfahrungen betreffend Railway Officials u. s. w., stimmt aber doch nicht übel mit den Ergebnissen für Kontoristen.

Die deutsche Eisenbahnstatistik scheidet ferner die Betriebs- und Werkstättenarbeiter aus. Bei diesen beiden Gruppen war die Sterb-

lichkeit etwas grösser, als bei den Beamten (vgl. z. B. Zillmer's Beitrag für 1889, p. 121), und die Werkstättenarbeiter waren wiederum schlimmer daran wie die Betriebsarbeiter.

Für die österreichisch-ungarischen Bahnen liegen gleichfalls interessante Beobachtungen vor, die in recht gutem Einklang mit denen für die deutschen stehn[1]). Auch die Krankheitsursachen werden in der österreichisch-ungarischen Statistik berücksichtigt und die älteren deutschen Berichte enthalten wertvolle Auskünfte über die Krankheitsfrequenz und Krankheitsdauer. Die Kränklichkeit war etwas grösser als nach Heym, und speciell galt dies für das Zugpersonal. Das Bahnhofs- und das Bahnbewachungspersonal hatten viel günstigere Morbiditätsverhältnisse, als das Zugbegleitungs- und namentlich das Lokomotivpersonal, ein neues Zeugnis für den losen Zusammenhang zwischen Sterblichkeit und Kränklichkeit. A. G. Finlaison fand für 1853 eine grosse Kränklichkeit bei den Eisenbahnarbeitern.

5. Wenden wir uns jetzt zu den Seeleuten, so weisen verschiedene Erhebungen eine hohe Sterblichkeit derselben nach. In seinen Contributions teilt Neison sen. z. B. interessante, nach der Individualmethode bearbeitete Sterblichkeitsbeobachtungen betreffend Kapitäne, Steuermänner u. s. w. (Mitglieder der Master Mariners Society) und ebenso Erhebungen betr. eine etwas bescheidenere Klasse von Seeleuten, die Mitglieder gewisser Hilfskassen waren, mit. Er fand die folgenden Zahlen. Von 1000 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	„Master Mariners“ (1835—48)	Die übrigen Seeleute (1831—42)
20—25	18	25
26—30	22	21
31—35	24	24
36—40	23	24
41—45	24	26
46—50	32	32
51—55	31	36

Die Sterblichkeit war also — auch nach damaligen Verhältnissen — eine sehr grosse; unter 270 Todesfällen der Master Mariners kamen 105 auf Unglücksfall. Unter 41 Jahren starb fast die Hälfte der Sterbenden eines gewaltsamen Todes (46 Proz.), zwischen 41 und 60 gegen ein Drittel (30 Proz.) Neison meinte auch nachweisen zu können, dass das Risiko des Schiffbruchs mit zunehmendem Alter des Schiffskapitäns geringer werde.

Als Gesamtergebnis kann angeführt werden, dass, während nach Neison's allgemeinen Krankenkassenerfahrungen von 100 25jährigen nach 30 Jahren 27 verstorben sein sollten, die entsprechende Zahl für Master Mariners 54, also genau das Doppelte war. Auch A. G. Finlaison konstatierte eine hohe Sterblichkeit unter Seeleuten, im Alter 25 z. B. 16 p. mille gegen 7 in sämtlichen Berufen, im Alter 50 bezw. 27 und 15 p. mille. In den älteren Jahren war die Kränklichkeit bedeutend höher, in den jüngeren etwas niedriger als im Allgemeinen.

Die schwedische Statistik bestätigt ebenfalls die hohe Sterblichkeit der Seeleute. Man hat hier die folgenden Zahlen:

---

1) Siehe Zimmermann's Abhandlung für 1884, p. 72; vgl. z. B. Statistische Nachrichten über die Eisenbahnen der österreichisch-ungarischen Monarchie für das Betriebsjahr 1888, Wien 1891, p. 862 f.

Alter (Jahre)	Schiffskapitäne und Steuermänner		Matrosen, Maschinisten und Heizer	
	Es starben		Es starben	
	absolut	von 1000 jährlich	absolut	von 1000 jährlich
15—20	1	—	261	35
20—25	31	35	503	23
25—30	66	23	318	16
30—35	33	9	175	13
35—40	44	12,5	124	13,5
40—45	33	9	114	17
45—50	39	15	70	15
50—55	30	18	51	19,5
55—60	24	19	57	27
60—65	23	31	37	35
65—70	17	51	11	24
70 u. darüber	25	—	15	—
Zusammen	366	—	1736	—

Für die allgemeine männliche Bevölkerung konstatiert die Untersuchung eine fernere mittlere Lebensdauer im Alter 25 von 39,8 Jahren; für die Handeltreibenden 39,0, für Kutscher und Dienstmänner 35,5, für Schiffskapitäne und Steuermänner 35,6 und für Matrosen u. s. w. nur 34,6. Nach der Todesursachenstatistik starben in der männlichen berufsthätigen Bevölkerung unter den Gestorbenen 7,5 Proz. eines gewaltsamen Todes (inkl. Selbstmord), unter Schiffskapitänen und Steuermännern 28 Proz., und unter Matrosen u. s. w. sogar 43 Proz. Die Gefahr eines gewaltsamen Todes ist hier also noch grösser als in England nach den neueren Erfahrungen, entspricht aber ganz gut Neison's Beobachtungen aus einer älteren Zeit.

Nach der englischen Statistik erlitten in der Handelsmarine von 4751 Seeleuten, welche 1890—92 starben, 745 einen gewaltsamen Tod, also 16 Proz.; es scheint aber die Sterblichkeit in der Handelsflotte seit 1861 nicht unwesentlich abgenommen zu haben, ohne dass man allerdings wegen geänderter Erhebungsprinzipien genau vergleichbare Zahlen angeben kann. Im Jahre 1877 starben 4181; von diesen ertranken 1077 infolge Unglücksfalles, 1461 kamen durch Schiffbruch um und 340 durch andere Unglücksfälle, im Ganzen also 2878 oder mehr als zwei Drittel. Die grossen humanitären Fortschritte der Neuzeit, vielleicht auch die Zunahme der Dampfschifffahrt mit neu konstruirten Schiffen dürften hierzu beigetragen haben. Trotzdem ist die Sterblichkeit der englischen Seeleute noch sehr gross. Bruch und Aneurysmen sind z. B. verhältnismässig häufig; auch syphilitische Krankheiten dürften eine Rolle spielen, hierzu kommt natürlich noch für einen Teil der Seeleute der Aufenthalt in ungesunden Weltgegenden. — Auch nach der nordamerikanischen Census-Statistik ist, wie oben berührt, die Sterblichkeit der Matrosen viel grösser, als die der übrigen Bevölkerung, und die Verhältniszahl der gewaltsamen Todesfälle etwa dieselbe wie in England. Es scheint jedoch das Sterblichkeitsniveau hier zu hoch gegriffen.

Auch die Sterblichkeit der Lootsen (Pilots) dürfte gross sein. Nach einer kleinen Notiz von T. B. Sprague in Ass. Mag. Oct. 1875 starben 1861—64 146 Lootsen, während man nach der H^m-Tafel 124 zu erwarten hatte.

6. Wenden wir uns jetzt zum Sicherheitsdienst, so liegt es in diesem Zusammenhang nahe, mit der Marine zu beginnen. Wir können dazu die schon erwähnte Abhandlung von J. J. Mc. Lauchlan (vergl. oben p. 446) als Ausgangspunkt benutzen. Die folgende Tafel betrifft die in Grossbritannien und Irland stationierte Seemacht (Home Station) für die Jahre 1886—95.

Alter (Jahre)	Anzahl der Sterbefälle		Die gewaltsamen Todesfälle per 100 Todesfälle überhaupt	Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich	
	überhaupt	gewaltsame		überhaupt	an gewaltsamen Todesursachen
15—25	790	238	30	4,9	1,5
25—35	482	145	30	6,2	1,9
35—45	267	41	15	9,0	1,4
über 45	124	7	6	18	1
Zusammen	1663	431	26	6,0	1,5

Die Sterblichkeit an Unfällen ist zwar nach diesen Zahlen in den jüngeren Jahren beträchtlich, aber im Ganzen ist die Sterblichkeit im Vergleich zu derjenigen der allgemeinen Bevölkerung recht mässig. Das bleibt auch so, wenn man, wie hier erforderlich, auf die Altersbesetzung Rücksicht nimmt. Eine Interpolation würde für die ersten 5jährigen Klassen 15—20 und 20—25 etwa 5 p. mille als wahrscheinliche Sterblichkeit ergeben, für die folgenden zwei 5jährigen Klassen 6 bezw. 7 und für 35—40 und 40—45 8 bezw. 10. Diese Zahlen deuten weiter auf sehr gute Gesundheitsverhältnisse hin, und diese würden noch besser erscheinen, wenn die Unglücksfälle ausser Betracht bleiben könnten.

Es darf hierbei freilich nicht übersehen werden, dass für die Kriegsflotte selbstverständlich nur kräftige Leute ausgesucht werden und dass jährlich ein grosser Teil der gesamten maritimen Streitmacht (17 p., mille, in der Home Station wahrscheinlich 14 p. mille) wegen dauernder Invalidität ausscheidet. Der Aufenthalt in fremden Ländern steigert, wie schon früher erwähnt, die Sterblichkeit in der Marine.

Was ferner die Landmacht in Friedenszeiten betrifft, so scheint sich erstens als allgemeine Thatsache eine merkliche Abnahme der früher recht bedeutenden Sterblichkeit feststellen zu lassen. Die britische Armee in der Heimat hatte durchschnittlich jährlich 1866—75 eine Sterblichkeit gleich 10,6 p. mille, in den beiden folgenden Dezennien gleich 8,1 bezw. 5,5 p. mille. In Oesterreich-Ungarn starben 1880—82 jährlich 12 p. mille der durchschnittlichen Iststärke, 1883—93 kaum 7 [1]). Zu diesem Erfolg trug u. a. die Abnahme der Typhussterblichkeit bei. In der italienischen Armee starben ähnlich 1894—98 durchschnittlich jährlich nur 5 p. mille [2]), in der preussischen (bezw. württembergischen und sächsischen) Armee 1892—94 (in zwei Jahren) durchschnittlich sogar kaum 3 p. mille [3]). Diese Erscheinung ist um so bemerkenswerter, als

1) Myrdacz: Statistischer Sanitätsbericht über das K. u. K. Heer für die Jahre 1883—1893. Wien 1899.

2) Relazione medico-statistica sulle condizioni sanitarie del r. esercito nell' anno 1898. Roma 1900.

3) Sanitätsbericht über die Königlich Preussische Armee . . . . für den Berichtzeitraum vom 1. April 1892 bis 31. März 1894. Berlin 1897.

gewisse Todesursachen bleibend eine grosse Rolle spielen. Unter 2697 Todesfällen in der preussisch-württembergisch-sächsischen Armee kamen nicht weniger als 460 auf Selbstmord, 325 auf Unglücksfall, also etwa ein Viertel auf gewaltsamen Tod. In der österreichisch-ungarischen Armee war die Selbstmordhäufigkeit in den zwei erwähnten Perioden 1,1 p. mille bezw. 1,3 pro mille, die Häufigkeit der tödtlichen Unglücksfälle 0,5 bezw. 0,4 pro mille; d. h. von allen Todesfällen 1883—93 kam ebenfalls ein Viertel auf gewaltsamen Tod.

Die verhältnismässig niedrige Sterblichkeit bedeutet übrigens nicht, dass auch die Morbilität klein ist. Durchschnittlich kamen auf einen Mann im österreichisch-ungarischen Heere 1883—93 jährlich 15 Krankentage, 1894—96 14 (gegen 19 1870—82). In Preussen war die Anzahl der Krankentage 1883—93 11. In der britischen Armee der Heimat war die Anzahl der Krankentage 1886—95 durchschnittlich 16. Verhältnismässig noch grösser war die Anzahl der Krankheitsfälle; in der britischen Armee wurden in Krankenhäusern 1896 65 Proz. der Mannschaft behandelt, in Italien 1894—98 72 Proz., in Oesterreich-Ungarn war 1883—93 die Gesamtzahl der Krankheitsfälle 101 Proz. Ueberall spielen hier die venerischen Krankheiten eine grosse Rolle. In Oesterreich-Ungarn waren 6,4 Proz. der Krankheiten venerische und syphilitische, in Italien wurden 1894—98 9 Proz. der Durchschnittstärke in Krankenhäusern wegen derartiger Krankheiten behandelt; noch viel grösser war die Häufigkeit unter den britischen Truppen (1896 : 16 Proz. der Durchschnittstärke).

Selbstverständlich geht eine stetige Ausscheidung der Dienstunfähigen vor sich, was zu den verhältnismässig günstigen Gesundheitsverhältnissen wesentlich beiträgt. So wurden 1886—95 in England etwa 16 pro mille der Truppen jährlich als invalid entlassen.

Welchen Einfluss die körperliche Auslese der Rekruten übt, ist nicht leicht zu bestimmen; überhaupt ist die Militärstatistik selten für tiefergehende Teilungen der Beobachtungen nach Alter, Dienstjahr u. s. w. angelegt. In älteren Zeiten kam man wohl meist zu dem Ergebnis, dass die erste Dienstzeit die gefährlichste war[1]). In der neueren Zeit dürften die rationelle Auslese und die grossen hygienischen Fortschritte eher zu dem entgegengesetzten Ergebnis führen. Nach Smee und Ackland (vgl. oben p. 446) war die jährliche Sterblichkeit unter den britischen Truppen der Heimat 1877—86 die folgende:

Alter (Jahre)	Von 1000 Lebenden starben jährlich
unter 20	3,2
20—25	4,8
25—30	6,3
30—35	10,0
35—40	14,6
40 u. darüber	25,5

In den jungen Jahren ist also die Sterblichkeit eine sehr niedrige gewesen; weniger günstig stellten sich die Verhältnisse später im Leben. Die Invaliditätsfrequenz der britischen Truppen in der Heimat scheint bedeutend grösser im zweiten Dienstjahr zu sein, als im ersten; nach

1) Vgl. z. B. Laveran: Recherches statistiques sur les causes de la mortalité de l'armée servant à l'intérieur. Annales d'Hyg., 2. série, 13, 1860 und Vallin: De la salubrité de la profession militaire, ibidem 31, 1869.

dem zweiten Jahre nimmt sie wieder etwas ab. Eine lehrreiche Tafel teilt Myrdacz mit; dieselbe betrifft die Verteilung der Selbstmorde, Unglücksfälle u. s. w. im österreichischen Heere nach der Dauer der Dienstzeit (1883—93).

Die Betreffenden waren ausgehoben (assentiert)	Selbstmorde	Selbstmordversuche	Selbstverstümmlungen	Tödliche Verunglückungen	Geisteskrankheiten
im Berichtsjahre	670	262	412	51	119
„ 1. Vorjahre	1161	389	312	352	193
„ 2. „	748	224	51	302	82
„ 3. „	562	166	18	203	73
vor dem 3. Vorjahre	725	143	11	123	335
Zusammen	3866	1184	804[1])	1031[1])	802

Selbstverstümmelungen finden also hauptsächlich in der ersten Zeit statt. Die Selbstmorde und Geisteskrankheiten bewegen sich anfangs recht gleichmässig; auf 100 Selbstmorde und Selbstmordversuche im Assentjahr kamen 166 ebensolche im ersten Vorjahr, bei den Geisteskrankheiten war die entsprechende Zahl 162; aber in der ältesten Gruppe sind die Geisteskrankheiten verhältnismässig viel häufiger als die Selbstmorde und Selbstmordversuche. Wiederum sind die Verunglückungen im Assentjahre sehr selten der späteren Zeit gegenüber. — Es würde sehr interessant sein, die Sterblichkeit in den verschiedenen Waffengattungen zu untersuchen. In der Regel stehen aber derartigen Untersuchungen so viele Schwierigkeiten entgegen, dass man kaum zu klaren Ergebnissen gelangen kann.

Wie sich die Sterblichkeit der Offiziere in Friedenszeit stellt, ist nur verhältnismässig selten untersucht worden. Nach Feststellungen der dänischen Staatsanstalt gehörten die Offiziere zu den gesündesten Berufsklassen. Nach Broch's Untersuchungen betr. die Norwegische Witwenkasse[2]) war bei dieser die Sterblichkeit unter den Offizieren etwa dieselbe wie im gesamten Mittelstande. Auch van Geer's Untersuchungen für Holland ergaben günstige Gesundheitsverhältnisse der Offiziere[3]).

7. Wie steht es nun aber mit der Kriegszeit? Diesbezüglich liegt eine umfassende Litteratur vor. Selbstverständlich sind hier einheitliche Ergebnisse nicht zu erwarten. Erstens ist überhaupt die Kriegszeit oft für genaue statistische Erhebungen ungeeignet, zweitens hängt viel von der Dauer, Hartnäckigkeit und Ausbreitung des Krieges ab. Gemeinschaftliche Züge sind jedoch jedenfalls die, dass die Kriege grosse Verluste für die allgemeine Bevölkerung u. a. wegen Epidemien mit sich bringen und dass diese Epidemien auch die Sterblichkeit der Truppen sehr bedeutend erhöhen. So wird behauptet, dass der deutsch-französische Krieg 1870—71 direkt oder indirekt Frankreich über anderthalb Millionen Menschenleben

---

1) Sonst als 813 und 1128 angegeben.

2) Dödeligheden blandt Indskyderne i den norske almindelige Enkekasse. Nyt Magasin for Naturvidenskaberne. Christiania 1875.

3) Rapport van de Commissie, belast geweest met de herziening van de grondslagen, waarop de bestaande weduwen- en weezenkas voor de Officieren der landmacht berust. s'Gravenhage 1884.

gekostet hat[1]). In Paris starben während der Belagerung über doppelt so viele Menschen, wie in den entsprechenden Wochen im Vorjahre, trotzdem dass viele Bewohner geflüchtet waren[2]). Französische Kriegsgefangene verbreiteten die verhängnisvolle Pockenepidemie, welche nachher einen grossen Teil Europas verheerte. Unter ungünstigen Umständen können diese Verheerungen einen ausserordentlichen Umfang annehmen. So führt Boudin an, dass die französische Armee in Algier 1839 8 Proz. ihres Bestandes durch Todesfall wesentlich infolge Typhusepidemien verlor[3]). In der deutschen Armee starben während des Krieges 1870—71 von Unteroffizieren und Gemeinen 16056 auf dem Schlachtfelde, 10506 der verwundeten in den Lazaretten, und 14648 an Krankheiten. Durchschnittlich starben jährlich 1869—72 an Krankheiten in der preussischen Armee im Frieden 5,7 p. mille, in der Kriegszeit 18,2 der Kopfstärke, darunter an Infektionskrankheiten 2,0 bezw. 14,3, während die Mortalität an anderen Krankheiten fast unverändert blieb[4]). Es waren auch die Krankheitsfälle viel schwerer im Kriege; im Frieden starben 11,5 Proz. der im Lazarett behandelten, im Kriege 31 Proz. Im Krimkriege wurden in der französischen Armee 75000 durch Krankheiten hingerafft, ca. 20000 infolge Verwundung (vgl. oben p. 260). Im nordamerikanischen Bürgerkrieg 1861—66 starben von den Mannschaften durchschnittlich jährlich 7 Proz., darunter nur 1,4 Proz. an Wunden, die übrigen an anderen Ursachen (vgl. Smee und Ackland l. c.)

Es ist von Interesse, dass, während die Offiziere im Kriege 1870—71 verhältnismässig wenig durch Krankheit gefährdet waren, das Umgekehrte mit Rücksicht auf Wunden galt. Bei einer Etatstärke von etwa 21000 Offizieren fielen 1190, wurden verwundet 5502, wurden lazarettkrank 2967; es starben 458 verwundete und 122 lazarettkranke. Von einer Durchschnittsstärke der Unteroffiziere und Gemeinen gleich 788000 fielen 16056, wurden verwundet 111244, unter welchen wiederum 10506 starben. Die Todesfälle wegen Verwundung waren somit 3 Proz. unter Unteroffizieren und Mannschaften, aber 8 Proz. unter Offizieren. Einer unter sieben Unteroffizieren und Gemeinen wurde verwundet, dagegen einer unter vier Offizieren. Aber lazarettkrank wurden 475400 der ersteren Kategorie oder mehr als drei Fünftel, mit einer Sterblichkeit gleich 2 Proz.; unter Offizieren wurde nur einer von sieben lazarettkrank, und es starben nur 6 p. mille; dies konnten freilich nicht verhindern, dass der Gesamtabgang durch Tod unter den Offizieren verhältnismässig am grössten war.

Auch im Krimkriege scheint die Gefahr zu fallen oder verwundet zu werden grösser für Offiziere als für die Mannschaft gewesen zu sein, während rücksichtlich der Krankheiten das Umgekehrte galt. Aehnlich in Spanien 1811—14. Während 41 Monaten starben bei einer Durchschnittsstärke von 61500 Mann 24930 an Krankheiten, 8889 an Wunden, und

1) Gustave Lagneau: De la mortalité due aux guerres, depuis un siècle. Annales d'Hyg., 3. série, 32, 1894. Vgl. auch E. Levasseur: La population française, II, 1891, p. 141.

2) Vgl. eine Notiz in Annales d'Hyg., 2. série, 35, 1871.

3) Études d'hygiène publique sur l'état sanitaire de la mortalité des armées de terre et de mer. Annales d'Hyg., 36, 1846.

4) Sanitätsbericht über die Deutschen Heere im Kriege gegen Frankreich 1870—71, II, 1886 (Morbidität und Mortalität bei den Deutschen Heeren und bei den in Deutschland untergebrachten kriegsgefangenen Franzosen).

die Sterblichkeit an Wunden war viel grösser, an Krankheit viel kleiner bei den Offizieren, als bei der Mannschaft[1]).

Die Verluste in den Schlachten wie in den einzelnen Kriegen sind äusserst verschieden. Bei Vionville, Mars la Tour am 16. Aug. 1870 verloren die Deutschen (ohne die Vermissten) 17 Proz., bei Gravelotte, St. Privat am 18. Aug. 8,5 Proz., bei Sedan am 1. Sept. nur 4 Proz. Gegen die blutigen Schlachten der Vorzeit wollen diese Zahlen freilich nicht viel bedeuten. Bei Kunersdorf sollen die Preussen 1759 38 Proz. Gefallene und Verwundete verloren haben, bei Kollin 1757 40 Proz. Bei Aspern 1809 verloren die Oesterreicher 30 Proz., die Franzosen nahezu 50[2]).

8. In Verbindung mit dem Militär möge schliesslich noch der Polizei Erwähnung gethan werden. Viel weiss man allerdings über deren Gesundheitsverhältnisse nicht. Nach einer Untersuchung von 1839 war die Sterblichkeit der Londoner Polizei 1830—38 jährlich etwa 9,7 p. mille; die Anzahl der Krankentage war 10,3 pro Kopf. Die Männer waren durchschnittlich etwa 30 Jahre alt[3]). Diese Ziffern sind keine besonders günstigen. Auch A. G. Finlaison fand für die Polizei eine recht bedeutende Sterblichkeit und entsprechend grosse Kränklichkeit. Indessen ist es ja keineswegs unmöglich, dass bei diesem Beruf ähnliche hygienische Fortschritte wie beim Militär gemacht worden sind. Der nordamerikanische Censusbericht giebt denn auch für Polizisten und verwandte Berufe (Policemen, Watchmen and Detectives) eine recht günstige Sterblichkeit an, und man darf vielleicht erwarten, dass die vielen Schwierigkeiten, eine gute Berufsstatistik zu beschaffen, gerade hier verhältnismässig leicht überwunden worden sind[4]).

Betreffend die Sterblichkeit bei der Feuerwehr liegen meines Wissens überhaupt keine klaren Beobachtungen vor. Aufgaben für die statistische Forschung drängen sich überhaupt auf dem in diesem Kapitel behandelten Gebiet, wie wir gesehen haben, in grösster Fülle auf.

---

1) Ed. Balfour, Statistical Data for forming Troops and maintaining them in Health . . . Journ. Stat. Soc., VIII, 1845.

2) Vgl. den deutschen Bericht, in welchem einige Zahlen Meckel: Truppenführung im Felde, 1881 entnommen sind. Diesbezüglich kann u. a. auch Laveran: De la mortalité des armées en campagne au point de vue de l'étiologie. Annales d'Hyg., 2. sér., 19, 1863, citiert werden.

3) Report of a Committee of the Statistical Society of London appointed to collect and enquire into Vital Statistics, upon the Sickness and Mortality amorg the Metropolitan Police Force May 1839. Journ. Stat. Soc., II, 1839.

4) Als Curiosum kann hier in Anreihung an die kampffähigen Berufe, der freilich nicht zum Sicherheitsdienst gehörenden Pugilists Erwähnung geschehen, welche Guy s. Z. einer statistischen Untersuchung unterwerfen wollte, allerdings ohne Resultat. (On the Duration of Life of the Members of the Several Professions. Journ. Stat. Soc. IX, 1846.)

Siebzehntes Kapitel.

Die Urproduktion.

1. In einem früheren Kapitel (p. 481 f.) habe ich bereits einige Beobachtungen betr. die Sterblichkeit in den Gesellschaftsklassen der dänischen Landbevölkerung mitgeteilt. Ich wende mich jetzt zu der Ackerbau treibenden Bevölkerung, und zwar zuerst wieder an der Hand der englischen officiellen Statistik. Man hat hier verschiedene Versuche angestellt, um möglichst klare Beobachtungen zu erzielen, und zwar hat man die Ackerbaubezirke herausgenommen, d. h. die Grafschaften (bisweilen nach Abzug der wichtigsten Städte), in welchen die Farmer und deren Arbeiter über ein Drittel der berufsthätigen Bevölkerung ausmachten, so z. B. East Riding mit Abzug von Hull und Sculcoates, Berkshire mit Ausnahme von Reading; die betr. Gebiete liegen mit Ausnahme von Wales in dem Teile Südenglands, der sich von Dorsetshire und Devonshire gegen Nordwest bis Lincolnshire und East Riding erstreckt, während von Nordengland nur Westmoreland eingeschlossen ist.

Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich 1890—92:

Beruf	15—20 Jahre	20—25 Jahre	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Ganze männliche Bev.	4,14	5,55	7,67	13,01	21,37	39,01
Berufsthätige Bev.	2,55	5,07	7,29	12,43	20,66	36,66
do. in Ackerbaubezirken	2,10	4,67	6,00	8,96	13,82	26,11
Farmer (Farmers, Graziers u. s. w.)	1,30	2,40	4,29	7,03	11,20	23,97
do. in Ackerbaubezirken	1,61	2,53	4,09	6,39	10,16	20,69
Feldarbeiter	1,71	3,91	5,20	8,32	12,78	24,57
Arbeiter in Ackerbaubezirken	1,82	4,33	5,54	9,14	13,56	24,83
Gärtner u. dgl.	1,65	2,80	4,14	6,59	11,63	23,29
Ackerbautreibende überhaupt	1,65	3,49	4,83	7,69	12,16	24,21
Ackerbautreibende in Ackerbaubezirken	1,78	3,93	5,13	8,21	12,39	23,28

Zu den Arbeitern in Ackerbaubezirken sind alle Arbeiter (Labourers) schlechthin (einschl. Feldarbeiter und Gesinde) gerechnet; dies mag erklären, dass die Sterblichkeit derselben ein wenig grösser ist, als bei der voraufgehenden Gruppe, den Feldarbeitern des ganzen Landes, während bei den Farmern etc. vom 25. Jahre an das Umgekehrte gilt. Diese letztere Klasse umfasst auch die Söhne der Farmer, was übrigens nur

bei den jungen, überhaupt etwas unsicheren Altersklassen von einigem Einfluss sein dürfte.

Wie man sieht, nehmen die Farmer eine ausserordentlich günstige Stellung ein. Dasselbe gilt für die Gärtner und ähnlichen Professionen (Gardener, Nursereyman, Seedsman), und im Ganzen auch für die Feldarbeiter. Diese niedrige Sterblichkeit verleiht dann überhaupt den Ackerbaugebieten ein günstiges Gepräge. Betrachtet man letztere Gebiete für sich allein, so zeigen die Farmer in ihnen eine bedeutend niedrigere Sterblichkeit als die allgemeine berufsthätige Bevölkerung, und auch die Feldarbeiter halten sich unter dem Durchschnitt, sodass also diese Berufe bessere Gesundheitsverhältnisse aufweisen, als die in denselben Gebieten lebenden übrigen Berufsklassen.

Den Ueberblick über diese Verhältnisse wird die folgende Tabelle erleichtern, in welcher wieder eine Berechnung der erwartungsmässigen Sterbefälle vorgenommen ist (vgl. oben p. 530 f.).

Beruf	Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65 Jahren		Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle kamen thatsächliche	Sterblichkeit nach Standardberechnung
	überhaupt	erwartungsmässig		
Farmer	6 182	10 824	57	56
do. in Ackerbaubezirken	2 054	4 039	51	51
Feldarbeiter	14 354	22 796	63	63
Arbeiter in Ackerbaubezirken	7 904	11 984	66	67
Gärtner	3 462	6 207	56	55
Ackerbau überhaupt	23 998	39 827	60	60
do. in Ackerbaubezirken	10 614	17 469	61	61

Wie man sieht, stimmt die Berechnung auf Grundlage der erwartungsmässigen Todesfälle, wie gewöhnlich, sehr gut mit der Standardberechnung überein. — Die Sterblichkeit der Farmer in Ackerbaubezirken war also nur etwa halb so gross, wie die der allgemeinen Bevölkerung.

Um nun diese ungemein günstige Berufssterblichkeit der Farmer und Feldarbeiter zu verstehen, ist im Folgenden die Sterblichkeit der Standardbevölkerung nach den einzelnen Todesursachen aufgelöst.

Beruf	Phthisis	Krankh. im Respirationssystem	Krankh. im Cirkulationssystem	Krankh. im Verdauungssystem	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Farmer	79	90	77	53	29	36	51	6	30	14	98	563
do. in Ackerbaubezirken	81	65	66	43	28	34	41	4	31	18	95	506
Feldarbeiter	115	129	89	35	21	36	53	4	42	8	100	632
Arbeiter in Ackerbaubezirken	129	126	95	36	23	38	58	4	44	7	106	666
Gärtner u. s. w.	112	105	77	35	26	36	47	4	22	10	79	553
Ackerbau überhaupt	106	115	83	40	24	36	51	4	36	10	97	602
do. in Ackerbaubezirken	117	108	86	37	24	37	52	4	39	10	99	613
Berufsthätige Bevölker. in Ackerbaubezirken	135	113	95	47	32	40	63	7	44	12	99	687
do. in Industriebezirken	223	366	154	68	50	48	108	19	59	16	137	1248
allgemeine Bevölkerung	192	224	132	58	44	47	102	13	56	15	117	1000

Fast alle Krankheiten sind also in den hier behandelten Berufen seltener, als in der berufsthätigen Bevölkerung der Industriebezirke, und namentlich ist der Unterschied bei Phthisis und Krankheiten im Respirationssystem auffallend, besonders wenn man die Farmer in den Ackerbaugebieten ins Auge fasst. Die Unterschiede gehen hier so weit, dass die Sterblichkeit in diesen Krankheitsgruppen zusammengenommen in den Industriebezirken viermal so gross ist. Auch die Krankheiten im Cirkulationssystem sind bei den Farmern sehr viel seltener als in der Industriebevölkerung, ebenso der Alkoholismus und die Krankheiten des Nervensystems. Weniger auffallend, wenngleich immer noch bedeutend, sind die Unterschiede bei Krebs etc., ebenso bei Unfällen. Vergleicht man die Farmer und die Feldarbeiter, so zeigt sich der Hauptunterschied bei der Phthisis und den Krankheiten im Respirationssystem. Für die anderen Todesursachen zusammen ist die Sterblichkeit bei diesen Berufsgruppen im ganzen Lande etwa dieselbe; bald haben die Arbeiter, bald die Farmer einen Vorsprung, was wohl teilweise auf Unvollkommenheiten der Beobachtungen zurückzuführen sein dürfte. Die Unfälle waren unter Arbeitern etwas häufiger, dafür aber die Selbstmorde seltener; die Krankheiten im Verdauungssystem waren unter Arbeitern seltener, aber die Krankheiten im Cirkulationssystem etwas häufiger.

Die Gärtner stehen mit den Farmern wesentlich auf gleicher Linie, doch sind unter ihnen die Todesfälle an Phthisis und Krankheiten im Respirationssystem häufiger, die Unfälle und die Todesfälle an Krankheiten im Verdauungssystem etwas seltener gewesen.

2. Die Landwirtschaft behauptet also ihren Ruf als den eines verhältnismässig sehr gesunden Berufs mit einem nur wenig von Nervenkrankheiten und noch weniger von Schwindsucht, Lungenentzündung u. s. w. heimgesuchten Dasein. Die gewonnenen Zahlen stimmen ganz gut mit den oben angeführten dänischen Beobachtungen überein.

Die günstigen Lebenschancen der Landwirte bestätigen sich auch in Holland. Hier wurden für 1891—95 die folgenden Zahlen gefunden:

Von 1000 Personen starben jährlich:

	18—24 J.	25—35 J.	35—50 J.
Landwirte	5,09	5,84	9,20
Gärtner	5,04	4,68	8,03
Die ganze Bevölkerung	6,62	7,01	10,52

Während die Schwindsucht im Alter 18—50 überhaupt 3,11 Opfer unter 1000 Lebenden erheischte, war die entsprechende Zahl für Landwirte nur 2,26, für Gärtner 2,15. Dies stimmt gut mit den englischen Beobachtungen überein.

Auch die schweizerischen Beobachtungen aus 1879—82 sprechen für eine niedrige Sterblichkeit der Landwirte. Berechnet man auf Grundlage der allgemeinen die erwartungsmässige Sterblichkeit, so ergeben sich für die Landwirtschaft und Viehzucht 86 beobachtete Sterbefälle auf 100 erwartete, in der Forstwirtschaft 82. Wie gewöhnlich tritt die Untersterblichkeit namentlich in den jüngeren Jahren hervor. Für die Landwirte, die im Jahre 1800 und früher geboren waren, betrug die Sterblichkeit 98 Proz. der berechneten, für die beiden jüngeren 10jährigen Geburtsklassen (1801—10 bezw. 1811—20) 91 und 88 Proz., für die Gruppen 1821—30, 1831—40 und 1841—50 84 Proz. bezw. 81 und 76,

für die 1851—60 und 1861—65 geborenen endlich 76 bezw. 78. Die günstigen Lebensaussichten machen sich also namentlich im berufsthätigen Alter geltend.

In den nordamerikanischen Freistaaten war nach dem Censusbericht die Sterblichkeit der Farmer und deren Arbeiter (Farmers, planters, overseers and farm laborers) sehr günstig; dasselbe gilt, wenngleich weniger hervortretend, für die Gärtner (Gardeners, florists, nursereymen and vine growers). Die Sprünge in den Relativzahlen mahnen aber auch hier wieder zu äusserster Vorsicht im Gebrauch dieser Statistik.

Auch die älteren englischen Untersuchungen lassen eine niedrige Sterblichkeit der Farmer erkennen. Im Alter 25—65 betrug z. B. 1860/61 und 1871 die Sterblichkeit nur 72 Proz. der nach den Verhältnissen in der ganzen Bevölkerung berechneten, für die landwirtschaftlichen Arbeiter gelangt man zu einer etwas höheren Zahl, nämlich 84 Proz.; vielleicht wurde übrigens damals die Sterblichkeit der Landarbeiter wegen Einbegreifens gewisser anderer Arbeiterkategorien zu hoch gegriffen. Nach den Erfahrungen der Manchester Unity, welche Ratcliffe für die Periode 1846—48 bearbeitete, erwies sich die Sterblichkeit der Landarbeiter ebenfalls sehr günstig, wogegen die Kränklichkeit ein wenig über dem Durchschnitt lag; es muss dahingestellt bleiben, ob letzteres auf tiefere Ursachen zurückzuführen ist oder nur auf eine mildere Praxis der betreffenden Lokalvereine. Endlich fand auch Neison jun. für Landarbeiter eine niedrige Sterblichkeit, desgleichen für „Husbandmen" und Gärtner; die beiden letzteren Gruppen hatten günstige Morbilitätsverhältnisse, während das Niveau für die Landarbeiter etwa das durchschnittliche war. Wildhüter (Gamekeepers) hatten 1860—61 und 1871 nach Farr's Untersuchungen ebenfalls ein niedriges Sterblichkeitsniveau (59 Proz. des allgemeinen im Alter 25—65).

Nach der italienischen Krankenkassenstatistik hatte die Ackerbau treibende Bevölkerung eine Kränklichkeit, die ein wenig über dem Durchschnitt lag.

Während man also in der Krankheitsstatistik kaum zu ganz sicheren Ergebnissen gelangt ist, kann über die günstigen Sterblichkeitsverhältnisse der landwirtschaftlichen Bevölkerung, trotz der dürftigen Lage, in welcher sie vielfach lebt, kein Zweifel herrschen.

3. In den höheren Altersjahren tritt unter Landwirten, wie überall eine Scheidung in die berufsthätige und nicht mehr berufsthätige (Altenteiler) ein und es fragt sich, welchen Einfluss dieser Umstand auf die Sterblichkeit übt. In der oben (p. 482) citierten Untersuchung betreffend die Sterblichkeit in Fünen haben Rubin und ich diese Frage untersucht. Wir mussten dazu vorerst die Wirkung der verschiedenen Altersbesetzung durch eine Interpolation neutralisieren. (Unter berufsthätigen Hüfnern im Alter 65—75 waren z. B. ein Drittel über 70, zwei Drittel unter 70 Jahr alt, unter Altenteilern war das Umgekehrte der Fall u. s. w.) Es ergab sich dann, dass die Sterblichkeit der berufsthätigen Halbhüfner und Hüfner zusammen etwa die durchschnittliche der ganzen Landbevölkerung war; anf 3153 thatsächliche Todesfälle kamen 3151 nach Erwartung. Aber unter Altenteilern war die Lage nicht so günstig, wie die folgende Uebersicht darthun wird.

Alter (Jahre)	Halbhüfner im Altenteil		Hüfner im Altenteil		Für beide Klassen zusammen war das Verhältnis zwischen Erfahrung und Berechnung
	Anzahl der Todesfälle nach				
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung	
55—65	44	19	26	15	2,1
65—75	227	184	189	157	1,22
75—85	399	361	377	357	1,08
85 u. darüber	129	126	143	141	1,02
Zusammen	799	690	735	670	1,13

Die Zahlen stimmen mit den früheren Ergebnissen betr. Aktive und Inaktive gut überein: in den jüngeren Altersklassen ist die Sterblichkeit der Altenteiler aus naheliegenden Ursachen sehr hoch, später im Leben, wo das Altenteil häufiger wird, nimmt der Unterschied ab, und die über 85jährigen haben ungefähr die normale Sterblichkeit. Was die Feldarbeiter betrifft, so stellt sich die Sterblichkeit der über 55jährigen, aktive und inaktive zusammen; etwas höher als die allgemeine, auf 703 beobachtete Todesfälle kamen nur 618 berechnete. Bei den inaktiven kamen auf 115 beobachtete 93 berechnete Fälle. Das ist kein auffallender Unterschied gegenüber den Verhältnissen bei den berufsthätigen (588 bezw. 525), wenngleich auch diese Zahlen eine höhere Sterblichkeit der inaktiven andeuten mögen.

Auch für die Frauen verfügt man über entsprechende Beobachtungen. Die folgenden Zahlen beziehen sich auf das Alter von über 55 Jahren und es ist die allgemeine Sterblichkeit als Grundlage der Berechnung genommen.

	Aktive		Nichtaktive	
	Anzahl der Todesfälle nach			
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
Hüfnerfrauen	717	680	912	867
Halbhüfnerfrauen	773	690	905	930
Feldarbeiterfrauen	711	617	138	180

Für die Frauen der Feldarbeiter könnte man versucht sein zu schliessen, dass die Emancipation von der Arbeit eine günstige Wirkung übt, vielleicht auch für die der Halbhüfner, einem Beruf, wo die Frauen wohl häufig schwer arbeiten müssen.

Interessante Auskünfte betreffend die vorübergehende und dauernde Invalidität der Bauern und anderer Berufsklassen finden sich in der früher citierten reichhaltigen norwegischen Sozialstatistik, deren Beobachtungen jedoch für unseren Zweck weniger verwertbar sind[1]).

4. Auch die Fischerbevölkerung scheint sich in der Regel guter Gesundheitsverhältnisse zu erfreuen. Es folgen die bezüglichen Hauptergebnisse für England 1890—92.

1) Vgl. oben p. 234 f. Der Bericht ist nunmehr unter dem Titel: Arbeiterkommissionens Socialstatistik, IV, 2, 1900, erschienen.

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle		Sterblichkeit der allgem. Bevölkerung
	absolut	in ‰ der Lebenden	
25—35	172	9,1	7,7
35—45	148	10,6	13,0
45—55	177	18,6	21,4
55—65	154	26	39
Zusammen	651	—	—

Im ganzen war die thatsächliche Sterblichkeit 85 Proz. der erwartungsmässigen, und die Berechnung auf Grundlage einer Standardbevölkerung ergab eine ähnliche Zahl: 84,5. Die hervorragendste Rolle spielten hierbei die Unglücksfälle, auf welche 148 unter 845 Todesfällen kamen, gegenüber nur 56 in der allgemeinen Bevölkerung. In Bezug auf Widerstandsfähigkeit gegen Phthisis wetteiferten dagegen die Fischer mit der Landbevölkerung, indem sie nur 114 bezügliche Todesfälle aufwiesen. Auch mit Rücksicht auf Krankheiten im Respirationswege und auf Alkoholismus sind ihre Verhältnisse günstig. Diese günstigen Lebensaussichten traten nun auch bei früheren Zählungen hervor; es muss freilich im Auge behalten werden, dass diese Berufsgruppe nicht sehr scharf umschrieben ist und daher die Ergebnisse für sie weniger zuverlässig sind, so lange man sich nicht auf Individualbeobachtungen stützen kann.

Es verdient aber Beachtung, dass nach Sörensen's Untersuchungen (vgl. oben p. 477) die Fischerbevölkerung der Provinzialstädte Dänemarks ebenfalls eine günstige Stellung einnimmt mit einer geringen Sterblichkeit an Tuberkulose, Selbstmord und Alkoholismus; die Unglücksfälle waren hier verhältnismässig eben so häufig wie in England. Aehnliche Ergebnisse fanden Rubin und ich für die Fischerbevölkerung auf dem Lande, und zwar für die männliche wie weibliche. Da die Frauen wahrscheinlich eine stabilere Gruppe bilden als die Männer, so ist das Ergebnis für sie voraussichtlich recht zuverlässig.

In Holland hat gleichfalls die Fischerbevölkerung gute Lebenschancen, sowohl was die Tiefseefischerei als was die übrige Fischerei betrifft; wieder war der gewaltsame Tod verhältnismässig häufig, der Tod an Schwindsucht auffallend selten. Weniger deutlich reden die Zahlen für die Schweiz, wo für Jagd und Fischerei zusammen die Sterblichkeit etwa die durchschnittliche ist. Endlich sei erwähnt, dass auch die amerikanische Untersuchung für die Fischer günstige Sterblichkeitsziffern angiebt.

Nach all diesem kann wohl unbedenklich die Fischerbevölkerung im allgemeinen als eine gesunde Berufsgruppe gelten, wenngleich den Schlüssen die unbedingte Sicherheit abgeht. Das hier Gesagte ergänzt übrigens die Ausführungen des vorigen Kapitels betreffend die Seeleute.

5. Wenn wir uns jetzt zu den Bergleuten und den Arbeitern in Steinbrüchen wenden, so ergiebt die englische Statistik für 1890—92 folgende Ziffern:

(Siehe Tabelle p. 575.)

Die Arbeiter in Steinbrüchen (Stone, Slate-Quarriers) haben also in manchen Altersklassen eine erhebliche Sterblichkeit; dagegen sind die

Von 1000 Personen jeder Altersklatse starben jährlich

Beruf	15—20 Jahre	20—25 Jahre	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Allgemeine Bevölkerung	4,14	5,55	7,67	13,01	21,37	39,01
Kohlenbergleute . . .	3,82	5,62	6,29	9,63	19,42	43,79
Eisenbergleute . . .	3,42	4,56	5,95	8,19	17,05	33,28
Sämtliche Bergleute . .	3,77	5,66	6,36	9,72	19,62	44,33
Arbeiter in Steinbrüchen	3,37	5,65	7,43	14,49	25,29	51,65

Gesundheitsverhältnisse der Bergleute im allgemeinen recht günstig, wie dies noch deutlicher aus nachstehender Tabelle erhellt:

Beruf	Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65		Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle thatsächliche	Auf 100 Todesfälle nach Standardberechnung
	überhaupt	erwartungsmässig		
Kohlenbergleute	11 629	12 985	90	92,5
Eisenbergleute	448	588	76	77
Bergleute überhaupt	13 026	14 343	91	93,5
Arbeiter in Steinbrüchen . . .	2 046	1 745	117	118

Der mittlere Fehler ist für Eisenbergleute, wie man sieht, verhältnismässig gross; jedenfalls ist die typische Sterblichkeit dieser Arbeiter aller Wahrscheinlichkeit nach niedriger als die durchschnittliche, und diejenige der Steinbrucharbeiter bedeutend höher, selbstverständlich unter der Voraussetzung, dass die Beobachtungen keinen erheblichen Fehlerquellen unterliegen.

Nach Todesursachen verteilen sich die Standardtodesfälle, wie folgt:

Beruf	Phthisis	Krankh. im Respirationssystem	Krankh. im Cirkulationssystem	Krankh. im Verdauungssystem	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Kohlenbergleute . . .	97	269	120	43	30	36	67	4	141	9	109	925
Eisenbergleute . . .	90	204	84	39	31	39	62	4	86	13	122	774
Bergleute überhaupt . .	109	267	120	44	31	37	67	4	135	9	112	935
Arbeiter in Steinbrüchen	269	307	137	42	29	58	75	8	120	11	120	1176
Allgemeine Bevölkerung	192	224	132	58	44	47	102	13	56	15	117	1000

Die Uebersterblichkeit an Phthisis, Krankheiten im Respirationssystem und Unglücksfällen erklärt vollständig die grosse Sterblichkeit der Steinbrucharbeiter. Auch die Bergleute haben eine Uebersterblichkeit an Unglücksfällen und Krankheiten im Respirationssystem, aber ihre Phthisissterblichkeit ist auffallend niedrig. Der Alkoholismus erheischt unter den Bergleuten nur wenige Opfer.

Was die übrigen Gruppen der Bergleute betrifft, so ist das Material meist zu klein, um bindende Ergebnisse zu liefern. Für Kupferminen standen 47 beobachtete Sterbefälle 39 erwartungsmässigen gegenüber; für Zinnminen waren die Zahlen 336 bezw. 237 und für Bleiminen 280 bezw. 209. Die Standardberechnung ergab für die beiden letzten Gruppen

141 bezw. 131. Der Bergwerksdienst (Mine Service) ausserhalb der eigentlichen Minen schien mit einigermassen normalen Gesundheitsverhältnissen verknüpft zu sein.

Die Zinn- und Bleiminenarbeiter hatten also eine hohe Sterblichkeit, trotzdem die Unglücksfälle bei ihnen eine so geringe Rolle spielen, dass ihr Anteil an der Gesamtsterblichkeit kleiner ist, als in der allgemeinen Bevölkerung. Dagegen war die Sterblichkeit an Phthisis in diesen Gruppen auffallend gross. Von den 141 Todesfällen nach der Standardberechnung betr. Zinnminen liessen sich nicht weniger als 51 auf Phthisis zurückführen, 5 auf Unglücksfall; für Bleiminen waren die entsprechenden Zahlen 131, 38 bezw. 4. Diese Zahlen führen eine beredte Sprache. Der englische Bericht sucht nachzuweisen, dass die Bergleute der Zinnminen, die wesentlich in Devonshire und Cornwall liegen, sehr häufig auswandern (u. a. nach Südafrika); dies könnte eine Selektion bewirken, welche die gesunden Elemente ausscheidet.

6. Die Lage der Bergwerksarbeiter in England wurde im Jahre 1864 durch einen tiefgehenden Kommissionsbericht beleuchtet[1]); namentlich ist aus diesem eine statistische Untersuchung von W. Farr hervorzuheben. Die Sterblichkeit der Bergleute in Cornwall (wesentlich Kupfer und Zinn) war damals sehr hoch, zum Teil übrigens wegen der schlechten hygienischen Zustände der Wohnungen. Die Sterblichkeit an Unglücksfällen war keine auffallende, um so greller trat die an Schwindsucht und Krankheiten im Respirationssystem hervor. Auch die Diät liess zu wünschen. Die schlechte Luft in den Bergwerken und die körperlichen Anstrengungen thaten das ihre, um die Lebenschancen zu verringern. Krankheiten und Krankheitszustände unter verschiedenen populären Bezeichnungen (Slow fever, Miners Asthma) waren sehr verbreitet. Der Unterschied zwischen der Sterblichkeit der Bergwerksarbeiter und derjenigen der übrigen Bevölkerung machte sich namentlich nach dem 35. Lebensjahr bemerkbar; 1860—62 starben unter Minenarbeitern im Alter 25—35 10 p. mille jährlich, in der übrigen Bevölkerung 8, im Alter 35—45 15 bezw. 10, im folgenden Dezennium 30 bezw. 13, im Alter von 55—64 Jahren 63 bezw. 20.

Etwas besser war der Zustand in den Bleiminendistrikten Nordenglands, trotzdem sich hier den schädlichen Wirkungen der Arbeit noch Bleivergiftungen zugesellten. Die Kinder wurden allerdings auch hier zu früh zur Arbeit in den Minen verwendet, aber doch durchgängig später als in Cornwall, auch unterbrachen die Leute die Minenarbeit wöchentlich durch ein paar Tage Feldarbeit.

Erheblich besser war der Zustand in den Eisenminen von Lancashire. Hier fand sich ein kräftiger Menschenschlag. Die Arbeiter unterzogen sich der Minenarbeit erst, wenn sie völlig erwachsen waren; vorher trieben sie Feldarbeit; auch der Lohn war höher als anderswo; weder die Staubinhalation noch die Temperatur in den Bergwerken spielte eine erhebliche gesundheitsgefährdende Rolle. Diese Bemerkungen dürften teilweise noch jetzt zur Erklärung der günstigen Lage der Eisenminenarbeiter dienen können. Von 100 Eisenbergleuten waren 1891 27 unter 25 Jahr alt, unter 100 Kohlenbergleuten 37.

Auch in den Kohlenbergwerken liegen die Verhältnisse ausserordentlich verschieden, wie nachstehende Tafel andeutet:

1) Appendix B to Report of the Commissioners appointed to inquire into the Condition of all Mines in Great Britain, 1864.

Kohlenbergleute in	Anzahl der Todesfälle im Alter von 25—65		Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle kamen thatsächliche	Standardberechnung
	überhaupt	erwartungsmässig		
Durham und Northumberland .	2168	2856	76	77
Lancashire	2016	1974	102	107
West Riding	1601	1866	86	91
Derbyshire und Nottinghamshire	905	1298	70	73
Staffordshire	1169	1268	92	95
Monmouth Shire und S. Wales .	2750	2457	112	114,5

Auch die Untersuchung von 1864 ergab sehr günstige Verhältnisse für Northumberland-Durham im Gegensatz zu Staffordshire. Letztere Grafschaft war damals wegen häufiger Unglücksfälle berüchtigt; dies war 1890—92 nicht mehr der Fall, was schon zum guten Teil die Besserung der Verhältnisse in neuerer Zeit erklären mag. Auch in S. Wales herrschten damals schlechte Zustände, z. T. wegen häufiger gewaltsamer Todesfälle. Letzterer Uebelstand ist auch in der Gegenwart noch nicht gehoben. 1890—92 konnten 24,3 von den 114,5 Todesfällen der Standardberechnung auf Unglücksfälle zurückgeführt werden.

Im ganzen sind jedoch wesentliche Fortschritte bei den englischen Bergleuten zu beobachten. 1860—61 und 71 starben unter ihnen im Alter 25—65 9 Proz. mehr, als nach der Tafel für die ganze Bevölkerung zu erwarten, 1890—92 war das Umgekehrte der Fall, es starben 9 Proz. weniger. Es ist dies ein direktes Zeugnis für die heilbringende Wirkung der hygienischen Massnahmen und wirtschaftlichen Fortschritte. Unter Kohlenbergleuten war 1890—92 die Häufigkeit der tödtlichen Unglücksfälle im Alter 25—45 etwa 2 p. mille jährlich, im Alter 45—65 etwa 3 p. mille. 1860—62 waren die entsprechenden Zahlen dagegen 4 bezw. 5½ p. mille. Aller Wahrscheinlichkeit nach sind auf diesem Gebiete noch weitere Fortschritte möglich. Die jährlichen Berichte der Inspektoren der englischen Minen und Steinbrüche deuten nicht nur auf eine eifrige Arbeit zur Vermeidung von Unglücksfällen hin, worauf ich in einem künftigen Kapitel noch zurückkomme, sondern auch auf Bemühungen, um gesetzwidrige Kinderarbeit und ähnliche Missstände zu beseitigen.

Einen Fortschritt erkennt man auch bei Vergleich der Ratcliffe'schen Krankenkassenerfahrungen für 1846—48 und 1866— 70. Benutzt man als Massstab die Sterblichkeit während der Periode 1866—70 in allen Klassen zusammen, so zeigt sich, dass die Sterblichkeit der Bergleute 1866—70 etwa die durchschnittliche war, wogegen 1846—48 ihr Niveau das allgemeine bedeutend überstieg. Die Morbilität war in beiden Zeitabschnitten gross, 1846—48 war die Anzahl der Krankheitswochen um 58 Proz. grösser als die erwartungsmässige, 1866—70 um 40 Proz., also allem Anschein nach ein Fortschritt zum Bessern. Dass die Kränklichkeit der Bergleute eine hohe war, fand auch A. G. Finlaison, wie die nachstehende Uebersicht erweist, die sich aus seinem Bericht berechnen lässt.

(Siehe Tabelle p. 578.)

Die Cornwall-Bergleute hatten also eine sehr hohe Kränklichkeit, die Steinkohlenbergleute eine weniger hohe, doch war ihre Kränklichkeit viel grösser als die der allgemeinen Bevölkerung. Diese Beobachtungen

Jährliche Anzahl von Krankentagen:

Alter (Jahre)	England und Wales	Steinkohlen-bergleute	Sämtliche Bergleute	South Western Metallbergleute
30	7	9,5	10	11
40	8	12	12	12
50	11,5	21	20	23
60	19	27	28	50

stimmen mit denen von Neison jun. überein. Freilich sind auch hier die früher hervorgehobenen Bedenken gegen Verwertung eines Krankenkassenmaterials am Platze. Es verdient aber hervorgehoben zu werden, dass auch die deutschen, österreichischen und italienischen Bergleute eine grosse Kränklichkeit haben. Während z. B. im Alter 30—45 die italienischen Bergleute 1881—85 durchschnittlich jährlich 9,4 Krankentage hatten, war die entsprechende Ziffer für die Gesamtheit nur 5,8, für das Alter 45—60 waren die Zahlen 11,5 und 7,8.

Die gesundheitsschädlichen Momente im Bergmannsstande sind grossenteils in der durch Kohlensäure verunreinigten, mit Wasser gesättigten, in tiefgelegenen Arbeitsorten häufig sehr heissen Luft zu suchen, ferner in der Staubinhalation, dem Mangel an Sonnenlicht, der schweren Arbeit, die häufig in unbequemer Körperstellung vor sich geht. Hierzu kommen nicht nur Vergiftungen, z. B. in Bleiminen, und Unglücksfälle, sondern auch häufig eine unzweckmässige Lebensweise ausserhalb der Gruben [1]). Eben auf dem letzteren Punkte sind grosse Fortschritte möglich. Eine Untersuchung der Sterblichkeit unter Witwen von Bergleuten in Northumberland und Durham für 1852—96 ergab als Resultat, dass die Sterblichkeit bis zu 45 Jahren etwas kleiner war als nach der H^F Table (die allerdings in den jüngeren Jahren ein recht hohes Niveau hat), später aber grösser; im ganzen überstieg die Sterblichkeit die erwartungsmässige um 9 Proz., was als ein nicht ungünstiges Ergebnis zu bezeichnen ist, wenn man bedenkt, dass es sich hier um Witwen handelt [2]).

Für Deutschland und Oesterreich liegen mehrere interessante Untersuchungen betr. die Sterblichkeit, die Kränklichkeit und die Invalidität im Bergmannsstande vor. Schon 1853—54 untersuchte G. Zeuner die Sterblichkeit des Freiberger Bergmannsstandes; über seine Abhandlung wurde einige Jahre später ausführlich referiert in der Zeitschrift des statistischen Bureaus [3]). Später behandelte G. Wächter die sächsischen Knappschaften mit Rücksicht auf Sterblichkeit, Invalidität und Krankheitsdauer [4]) auf Grund eines Zählkartenmaterials für 1881—88. Bei diesen Beobachtungen schied er die Aktiven als eine besondere Gruppe aus und fand — was mit den englischen Erfahrungen recht gut stimmt, dass die sächsischen Steinkohlenbergleute eine niedrigere Sterb-

1) Füller: Hygiene der Berg- und Tunnelarbeiter, 1895. (Weyl: Handbuch der Hygiene, 18.)

2) T. Y. Strachau: Actuarial Report on the Northumberland and Durham Miners' Permanent Relief Fund. Newcastle upon Tyne 1897.

3) Zur Kenntnis der Mortalitätsverhältnisse in Sachsen, IX. Jahrgang, 1863. (Unter dem besonderen Titel: „Ueber die Sterblichkeitsverhältnisse von Freiberg und im Bergmannsstande insbesondere" nach Dr. ph. Gust. Zeuner.)

4) Sächsische Knappschaftsstatistik umfassend Untersuchungen über Sterblichkeit, Invalidität und Krankheitsdauer. Zeitschr. des K. sächs. stat. Bur. 1892.

lichkeit hatten als die Erzbergleute; wie in England war auch die Sterblichkeit der Bergleute überhaupt recht niedrig in den jüngeren Jahren, nur trat die Uebersterblichkeit in Sachsen früher ein als in England, trotzdem dass die Invaliden in den sächsischen Ermittelungen ganz ausgeschieden sind. Das Nähere wird aus nachstehender Uebersicht erhellen, in welcher die Durchschnitte der Sterbenswahrscheinlichkeiten für die betreffenden 5 auf einander folgende Altersjahre als Ausdruck der durchschnittlichen Sterblichkeit jeder 5jährigen Altersklasse benutzt worden sind.

Von 1000 Männern starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Erzbergbau	Steinkohlenbergbau	Königreich Sachsen nach Zeuner
20—24	5,7	3,8	6,0
25—29	6,5	4,3	6,9
30—34	10,8	4,9	9,0
35—39	13,1	8,4	11,4
40—44	18,1	10,2	14,2
45—49	32,6	14,4	18,3
50—54	46,6	24,8	24,0
55—59	71,5	33,8	33,0
60—64	82,6	55,3	46,0
65—69	104	82	67
70—74	129	123	97

Etwas höhere Sterblichkeitswerte werden für die preussischen Steinkohlenbergleute gefunden. Es kann diesbezüglich namentlich auf W. Küttner's Arbeiten hingewiesen werden [1]). Vergleicht man seine Zahlen mit denen von A. Caron [2]) für sämtliche Arten von Bergleuten Preussens, so ergiebt sich, dass die Sterblichkeit der Steinkohlenbergleute auch hier etwas günstiger ist, als die der anderen. Es stellt sich nämlich die mit 1000 multiplizierte Sterbenswahrscheinlichkeit der aktiven Bergleute wie folgt:

Alter (Jahre)	Steinkohlenbergleute 1869—83	Bergleute 1870—79
16—25	6,2	6,4
26—35	8,3	8,5
36—45	12,2	12,9
46—55	20,3	21,8

Dass die Bergleute in Deutschland überhaupt, wie ein Vergleich mit den Zahlen p. 575 erweist, etwas geringere Lebenschancen als ihre englischen Kollegen haben, darf nicht Wunder nehmen, da dies ja auch für die allgemeine Bevölkerung in diesen Ländern gilt. Uebrigens weichen die Sterblichkeitsverhältnisse der einzelnen Knappschaftsvereine Deutschlands ebenfalls recht bedeutend voneinander ab.

Die oben angeführten Zahlen stimmen ganz gut mit den von A. Morgenbesser berechneten überein. Derselbe untersuchte die Sterblichkeit sämtlicher aktiven preussischen Bergleute der Periode 1868—78 und im Oberschlesischen Knappschaftsverein für 1870—76;

1) Die Invalidität und Invaliditäts-Versicherung der Steinkohlenbergleute. Zeitschrift für das Berg-, Hütten- u. Salinen-Wesen im preussischen Staate 1881, Bd. XXIX und: Neuere Untersuchungen über die Invalidität der Steinkohlenbergleute Preussens, 1888. Ibidem XXXVI.

2) Die Reform des Knappschaftswesens und die allgemeine Arbeiterversicherung. Berlin 1882.

die letztere Tafel ergab ein etwas günstigeres Resultat[1]). Niedriger war dagegen die Sterblichkeit der österreichischen Bergleute, welche Kaan untersucht hat[2]); namentlich tritt der Unterschied in den älteren Jahren hervor. Die Sterblichkeit und Kränklichkeit der österreichischen Bruderladenmitglieder wird übrigens alljährlich veröffentlicht[3]). Die Zahlen scheinen in gutem Einklang mit den Kaan'schen zu stehen. 1896 betrug für aktive Berg- und Hüttenleute aus den Geburtsjahrklassen 1857—81 (etwa zwischen 15 und 39) die Intensität der Sterblichkeit 7 p. mille, aus 1852—56 (40—44 J.) 10 p. mille, 1847—51 (45—49 J.) 13 p. mille, und 1842—46 (50—54 J.) 16 p. mille; im folgenden Geburtsjahrfünft 18 p. mille.

Fragt man nach der Sterblichkeit bei den einzelnen Arten der österreichischen Bergwerke und Hüttenbetriebe nach der Statistik für 1896, so zeigen sich keine auffallenden Verschiedenheiten, wenn man die Unglücksfälle ausscheidet. Berechnet man z. B. nach den Sterblichkeitswerten für die Gesamtheit die erwartungsmässige Sterblichkeit in den einzelnen Gruppen, so ergiebt sich für aktive Bergleute folgendes Resultat:

	Anzahl der Todesfälle			
	wegen Unfalls im Dienste		wegen anderer Ursachen	
	nach Erwartung	nach Beobachtung	nach Erwartung	nach Beobachtung
Bergbau auf Steinkohle . . .	71	71	340	328
„ „ Braunkohle . . .	62	82	316	311
Andere Bergwerksbetriebe . .	23	22	125	133
Hüttenbetrieb	26	7	155	164
Zusammen	182	182	936	936

Der Hüttenbetrieb ist also den Unfällen weniger ausgesetzt als der Bergbau.

8. Was nun ferner die Invalidität betrifft, so gelten für Oesterreich (1896) die folgenden Frequenzziffern, die sich auf einen durchschnittlichen Bestand von 1000 Mitgliedern in jeder Altersklasse beziehen. Als im Alter 20—24 stehend sind hier die Geburtsjahrklassen 1872—76 bezeichnet u. s. w.

Alter (Jahre)	Invaliditätsfrequenz
20—24	2,0
25—29	3,8
30—34	5,8
35—39	11,6
40—44	17,1
45—49	32
50—55	64
55—59	102
60—64	164
65—69	209

1) Versuch zur Aufstellung von Sterblichkeits- und Invaliditäts-Tafeln für preussische Bergleute. Berlin 1882.

2) Bericht des Leiters des versicherungstechnischen Bureau, Regierungsrathes Kaan, über die im Auftrage des Ackerbauministers vorgenommenen Berechnungen, betreffend die österreichischen Bruderladen. Wien 1885.

3) Vgl. z. B.: Die Gebarung und die Ergebnisse der Krankheits-, Mortalitäts- und Invaliditätsstatistik der Bergwerksbruderladen im Jahre 1896. Beiblatt zu den

Die Invaliditätsfrequenz nimmt also mit dem Alter bedeutend zu; schon gegen 40 Jahr hin übertrifft sie die Sterblichkeit, während sie im Alter 20—24 nur eine verschwindende Rolle spielt. Teilweise lässt sich diese Invalidität auf Unglücksfälle zurückführen; im Verhältnis zu den Lebenden steigt die Frequenz der Unglücksfälle etwas mit dem Alter, aber bei weitem nicht in dem Masse, wie die der sonstigen Ursachen der Invalidität. Im Alter unter 34 beruhten 28 Proz. der Invaliditätsfälle auf Unglücksfall im Dienste, im Alter 35—49 nur 11 Proz., im Alter 50—64 nur 3 Proz., und nachher verschwinden diese Fälle ganz. Die einzelnen Produktionszweige verhalten sich diesbezüglich sehr verschieden. Wenn man eine ähnliche Berechnung wie oben für die Sterbefälle durchführt, so ergiebt sich folgendes:

	Anzahl der Invaliditätsfälle			
	wegen Unfalls im Dienste		wegen anderer Ursachen	
	nach Erwartung	nach Beobachtung	nach Erwartung	nach Beobachtung
Bergbau auf Steinkohle . . .	64	16	622	907
„ „ Braunkohle . . .	61	129	646	489
Andere Bergwerksbetriebe . .	24	17	315	249
Hüttenbetrieb	28	15	432	370
Zusammen	177	177	2015	2015

Wie man sieht, tritt beim Steinkohlenbergbau verhältnismässig stark die Invalidität wegen abnehmender Arbeitskraft auf, während die Unglücksfälle nicht sehr häufig Invaliditätsursache sind. Umgekehrt hatte der Braunkohlenbergbau recht viele Unglücksfälle, aber verhältnismässig wenige andere Invaliditätsfälle aufzuweisen; der Hüttenbetrieb nahm eine relativ günstige Stellung ein.

Die Sterblichkeit der Invaliden ist, wie zu erwarten, eine sehr grosse, namentlich in den jüngeren Jahren. Man hat für das Jahr 1896 die folgenden Werte der Intensität der Sterblichkeit unter invaliden Bergarbeitern:

	Anzahl der Sterbefälle absolut	auf 100 Lebende
Unter 30 Jahr	31	18
30—39 „	55	9
40—64 „	406	5
65—74 „	323	9
75 Jahre und darüber	160	16
Zusammen	975	7

Selbstverständlich leidet der Begriff der Invalidität an einer Unsicherheit; wird bei Feststellung der Arbeitsunfähigkeit streng verfahren, so erhält man eine verhältnismässig hohe Sterblichkeit der Invaliden, und umgekehrt, eine bedeutende Abweichung von den gewöhnlichen Sterblichkeitsgesetzen ist aber jedenfalls festgestellt. Nach Kaan's Beobachtungen war die Invaliditätsfrequenz etwas kleiner als hier, und dementsprechend

„Amtlichen Nachrichten" betreffend die Bergwerksbruderladen, 11. Jahrgang. Wien 1900. Eine gründliche Bearbeitung des reichen Ziffernmaterials wäre sehr zu empfehlen; hier ist nur ein Teil desselben benutzt worden.

war dann auch die Sterblichkeit der Invaliden etwas grösser. Kaan fand für einen 20jährigen Invaliden eine Wahrscheinlichkeit binnen Jahresfrist zu sterben gleich 0,29, im Alter 30 war sie auf 0,10 gesunken, im Alter 40 auf 0,09, sie betrug dann bei 50 Jahren 0,06, bei 60 Jahren 0,07, bei 70 Jahren wieder 0,10, und im Alter von 80 Jahren endlich 0,19.

Was die Invalidität der preussischen und sächsischen Bergleute betrifft, so sei vorerst nach Küttner und Caron die folgende Uebersicht aufgestellt:

Alter (Jahre)	Invaliditätswahrscheinlichkeit	
	Steinkohlenbergleute 1869—83	Bergleute 1870—79
16—25	0,0023	0,0031
26—35	0,0063	0,0049
36—45	0,0174	0,0142
46—55	0,0710	0,0491

Die Invaliditätsfrequenz ist also etwas kleiner nach Caron als nach Küttner, und in gutem Einklang damit ist die Sterblichkeit der Invaliden nach ersterem etwas höher als nach letzterem, wie folgende Zahlen darthun:

Alter (Jahre)	Sterblichkeit der Invaliden	
	Steinkohlenbergleute 1869—83	Bergleute 1870—79
unter 30	0,057	0,062
30—35	0,051	0,052
36—40	0,055	0,056
41—45	0,056	0,065
46—50	0,058	0,067
51—55	0,058	0,068
56—60	0,064	0,073
61—65	0,085	0,090
65 u. mehr	0,126	0,137

Die Zahlen für 1870—79 stimmen ganz gut mit den von Morgenbesser gefundenen Werten überein. Für sächsische Bergleute fand dagegen Wächter eine etwas höhere Invaliditätssterblichkeit.

9. Schliesslich wollen wir noch auf die Kränklichkeit der österreichischen und deutschen Bergleute einen Blick werfen, indem wir nach Wächter's Abhandlung einige bezügliche Zahlen hierhersetzen.

(Tabelle siehe p. 583.)

Die Kränklichkeit ist also wie in England eine recht bedeutende, namentlich im Steinkohlenbergbau (vgl. Heym's Zahlen für Leipzig oben p. 247). Auch bei den österreichischen Bruderladen ist sowohl die

Alter (Jahre)	Im Laufe eines Jahres kamen			
	auf 100 Aktive Erkrankungen		auf jeden Aktiven durchschnittlich Krankentage	
	Erzbergbau	Steinkohlen-bergbau	Erzbergbau	Steinkohlen-bergbau
20—24	53	63	5,1	6,8
25—29	55	63	5,7	7,3
30—34	52	63	6,0	7,9
35—39	52	67	6,2	9,1
40—44	57	71	7,5	10,6
45—49	63	79	9,9	13,4
50—54	67	84	12,1	16,7
55—59	65	91	15,6	21,8
60—64	55	86	13,7	25,5

Häufigkeit der Erkrankungen wie die Anzahl der Krankentage sehr beträchtlich, wie aus nachstehender Tafel für 1896 erhellt:

Alter (Jahre)	Im Laufe eines Jahres kamen in den österreichischen Bruderladen					
	auf 100 Mitglieder Erkrankungen			auf jedes Mitglied durchschnittlich Krankentage		
	Steinkohlen-bergbau	Braunkohlen-bergbau	überhaupt im Hütten- und Bergwerks-betrieb	Steinkohlen-bergbau	Braunkohlen-bergbau	überhaupt im Hütten- und Bergwerks-betrieb
20—24	82	86	80	10,1	9,7	9,7
25—29	74	84	76	9,2	9,8	9,4
30—34	68	84	72	9,0	10,3	9,4
35—39	67	83	72	9,8	11,6	10,3
40—44	65	90	76	10,1	12,5	11,4
45—49	69	92	77	12,5	15,2	13,4
50—54	79	92	82	15,2	15,9	15,7
55—59	72	96	84	15,9	19,6	17,0
60—64	76	102	91	16,8	22,7	20,2

Die Braunkohlenbergleute hatten also nicht nur viele Unglücksfälle, sondern auch viele Krankentage und Erkrankungen, während ihre Sterblichkeit, wie wir gesehen haben, nicht auffallend gross und die Invaliditätsfrequenz sogar verhältnismässig klein war. Die Steinkohlenbergleute standen trotz ihrer hohen Invaliditätsfrequenz verhältnismässig günstig da, wenngleich die durchschnittliche Anzahl von Krankentagen grösser als in Sachsen war. Es wird übrigens ohne ein tiefergehendes Studium der Krankenkassenpraxis und der Bedingungen des Bergwerksbetriebes nicht möglich sein, diese Zahlen in vollen Einklang zu bringen.

Die Leistungen der Bergwerksstatistik genügen noch nicht, um ein vollständig klares Bild der Gesundheitsverhältnisse im Bergmannsstande zu gewinnen, trotz verschiedener lehrreicher Untersuchungen, welche die Gesundheitsverhältnisse in diesem Beruf zum Gegenstand haben. Auf die Unfallhäufigkeit der Bergleute werde ich in einem folgenden Kapitel zurückkommen.

Achtzehntes Kapitel.

Die Industrie.

1. War es schon in den vorigen Kapiteln schwierig, die mannigfachen Einwirkungen des Berufs aufzudecken, und blieben dort viele Punkte unaufgeklärt, so noch mehr, wenn es sich um die Sterblichkeit und Kränklichkeit in der Industrie und im Handwerke handelt. Einige Grundlinien lassen sich freilich zeichnen, und ich will diese im folgenden besprechen, indem ich vorerst die einzelnen Hauptgruppen behandle, um zuletzt die wichtigsten Folgerungen z. B. mit Rücksicht auf Staubinhalation und körperliche Anstrengung kurz zu berühren. Als Quellen liegen vor allem die englischen offiziellen Beobachtungen vor, wie sie für 1860—61, 71 von W. Farr, für 1880—82 von Ogle und für 1890—92 von Tatham bearbeitet worden sind[1]. An diese schliessen sich auf der einen Seite viele offizielle oder private statistische Erhebungen, auf der anderen eine ganze Reihe speziell medizinischer Abhandlungen oder Darstellungen in hygienischen Sammelwerken. Da in diesem Werke überhaupt der sozial-statistische Gesichtspunkt der massgebende ist, habe ich mich auch bei Einteilung der Berufe mehr von volkswirtschaftlich-sozialen, als von hygienischen Rücksichten leiten lassen; doch werden beide Wege sehr häufig zu ganz denselben Gruppenteilungen führen.

2. Um nun mit der Lebensmittelproduktion zu beginnen, so entlehne ich zunächst der englischen Statistik für 1890—92 die nachstehenden Uebersichten. In diesen sind, wie üblich, die Sterblichkeitswerte auf 2 Decimalen angegeben, trotzdem die Zahlen, aus welchen sie hervorgegangen sind, häufig sehr begrenzt sind.

Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich:

	25—35 J.	35—45 J.	45—55 J.	55—65 J.
Bäcker (Bakers, Confectioners)	6,49	11,00	22,18	35,45
Müller (Corn Millers)	5,07	9,33	18,90	38,83
Metzger	7,53	15,66	22,65	43,32
Mälzer	4,62	11,18	18,13	42,19
Brauer	10,83	19,04	30,79	54,44
Berufsthätige Bevölkerung in Industriebezirken	8,65	15,91	27,82	50,15
" " " Ackerbaubezirken	6,00	8,96	13,82	26,11
Allgemeine Bevölkerung	7,67	13,01	21,37	39,01

1) Weniger wertvoll sind die von dem englischen Labour Department veröffentlichten Thatsachen betreffend Mortality and Disablement among Members of Trade Unions (vgl. Seventh Annual Report by the Chief Correspondent on Trade Unions, London 1895, Appendix IV).

Diese Tafel enthält ausserordentlich grosse Verschiedenheiten. So haben die Brauer ein sehr hohes, die Mälzer ein niedriges Sterblichkeitsniveau; die Metzger scheinen schlechte, die Müller verhältnismässig gute Lebenschancen zu haben.

Zusammenfassend kann man folgende Tafel aufstellen:

	Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65		Auf 100 erwartungsmässige Todesfälle kamen thatsächliche	Sterblichkeit nach Standardberechnung
	überhaupt	erwartungsmässig		
Bäcker . .	2194	2398	91	92
Müller . .	653	769	85	84.5
Metzger . .	2641	2419	109	110
Mälzer . .	305	347	88	88
Brauer . .	1327	929	143	143

Die beiden Vergleichsreihen nach der Standardberechnung und nach der Methode der erwartungsmässigen Ereignisse stimmen ganz gut überein. Auch wird eine Interpolation zur Erzielung kürzerer Intervalle keinen wesentlichen Einfluss üben; nur werden die Mälzer an ihrer günstigen Stellung etwas einbüssen, aber jedenfalls wird ihr Sterblichkeitsniveau weit unter dem der Brauer bleiben, selbst wenn man den verhältnismässig grossen mittleren Fehler in Rechnung zieht.

Um diese grossen Verschiedenheiten zu erklären, kann man nun vorerst die Todesfälle der Standardberechnung nach Todesursachen auseinander ziehen.

Beruf	Phthisis	Krankheiten im Respirationssystem	Krankheiten im Cirkulationssystem	Krankheiten im Verdauungssystem	Krankheiten im Urinarsystem	Krebs	Krankheiten im Nervensystem	Alkoholismus	Unglücksfall	Selbstmord	Andere Erkrankungen	Zusammen
Bäcker	185	207	130	66	49	45	69	11	25	19	114	920
Müller	143	223	112	43	24	46	78	4	43	8	121	845
Metzger	195	209	157	87	48	57	105	35	39	23	141	1096
Mälzer	136	248	130	65	30	61	44	14	26	8	122	884
Brauer	273	315	195	106	78	70	125	41	50	17	157	1427
Berufsthätige Bevölkerung in Industriebezirken .	223	366	154	68	50	48	108	19	59	16	137	1248
Berufsthätige Bevölkerung in Ackerbaubezirken .	135	113	95	47	32	40	63	7	44	12	99	687
Allgemeine Bevölkerung	192	224	132	58	44	47	102	13	56	15	117	1000

Vergleicht man die Mälzer mit den Müllern und den Bäckern, so finden sich verschiedene Aehnlichkeiten, z. B. die geringe Sterblichkeit an Krankheiten im Nervensystem, im schroffen Gegensatz zu den Metzgern und Brauern, die auch häufig an Alkoholismus leiden. Die grosse Uebersterblichkeit der Brauer ist übrigens teilweise auf Phthisis und Krankheiten im Respirationssysteme zurückzuführen; an diesen Krankheiten starben 588 gegen 416 in der allgemeinen Bevölkerung; ferner erweisen sich die Brauer in hohem Grade von Verdauungskrankheiten und Krankheiten im Urinarsystem (und zwar der Bright'schen Krank-

heit) heimgesucht. Es deuten diese Beobachtungen auf den Einfluss der geistigen Getränke hin; entsprechende Hauptzüge hat auch die Sterblichkeit der Gastwirte und ähnlicher Berufe, die in einem folgenden Kapitel behandelt werden sollen.

Sieht man sich nun nach Kontrollzahlen um, so stösst man auf grosse Schwierigkeiten. Erstens stammen die Zahlen nicht immer aus derselben Periode, sodass hygienische Fortschritte leicht als störende Ursachen wirken können. Zweitens sind in verschiedenen Ländern die hygienischen und anderen Bedingungen, unter welchen der betreffende Beruf ausgeübt wird, häufig sehr verschieden, und drittens kann auch die verschiedene Lebensweise einen grossen Einfluss üben. Endlich sind die statistischen Gruppeneinteilungen öfters sehr abweichend; und hierzu kommt der oft geringe Umfang der Beobachtungen. Wo man die Statistik der freiwilligen Krankenkassen verwertet, hat man eine Auslese vor sich, die namentlich da eine Rolle spielt, wo die Lebensweise als gesundheitsschädigendes Moment auftritt; es geben dann die Krankenkassenbeobachtungen leicht ein zu günstiges Bild. Mit diesem Vorbehalt seien nunmehr einige Beobachtungen betreffend die hier behandelten Berufe erwähnt.

Die ältere englische offizielle Statistik für 1860—61, 71 ergab wie die neuere eine Uebersterblichkeit für die Metzger, für die Bäcker und die Müller eine einigermassen normale Sterblichkeit; Neison jun. (vgl. oben p. 552) konstatierte eine hohe Sterblichkeit der Brauer (wie auch der Metzger). Die holländische Statistik (p. 533) scheint auf eine Untersterblichkeit der Bäcker hinzudeuten; dasselbe gilt für Sörensen's Beobachtungen (p. 477) betreffend Bäcker sowohl in Kopenhagen wie in den Provinzialstädten. Dagegen weist die schwedische Statistik (p. 552) eine Uebersterblichkeit der Bäcker auf, dasselbe gilt für die Schweiz, (p. 533), Nordamerika (p. 532) und Paris (p. 532), und die österreichischen Krankenkassenerfahrungen (p. 553) betreffend die Bäcker und dgl. deuten nach derselben Richtung. Diese Gegensätze sprechen vielleicht für die Möglichkeit grossen Fortschritts in eben diesem Berufe. Gewisse Londoner Bäckereien sollen noch anfangs der Neunziger hygienisch schlecht eingerichtet gewesen sein, in schmutzigen Kellerlokalen ohne hinlängliche Ventilation, während z. B. die Biscuit-bakers schon damals in geräumigen, gut ventilierten Lokalen und bei Tage arbeiteten. Dem entsprechend wird das Aussehen der betreffenden Arbeiter beschrieben[1].

Aehnliches gilt vielleicht für die Müller, die in der Schweiz und Schweden recht ungünstige Lebenschancen zeigen. Auffallend sind die Beobachtungen betreffend die Metzger. Diese treten in der Regel mit einer Uebersterblichkeit auf, so in Nordamerika, Schweden und der Schweiz, während die österreichischen Fleichhauer und Selcher verhältnismässig günstig dastehn. Nach der nordamerikanischen und schwedischen Statistik hatten die Brauer wie in England eine hohe Sterblichkeit.

Ist es somit schwierig, zu einheitlichen Resultaten mit Rücksicht auf die Sterblichkeit zu gelangen, so noch mehr in Bezug auf die Kränklichkeit. Oesterreich zeigt für die Bäcker eine grosse Kränklichkeit,

---

1) Stephen N. Fox: Industrial Conditions and Vital Statistics of Operative Bakers. The Economic Journal 1894, IV.

nicht so Frankfurt a. M. (oben p. 553), Italien (für Bäcker und Müller zusammen) auch die Beobachtungen von Neison und Ratcliffe ergeben keine solche. Auch für die Metzger sind die Zahlen widersprechend, indem Neison's Statistik urgünstige, Ratcliffe, Oesterreich und Frankfurt günstige Zahlen geben. Selbst für die Brauer sind die Ergebnisse nicht einheitlich: in Frankfurt a. M. war die Kränklichkeit eine hohe, nach Neison eine geringe.

3. Sind die Zahlenergebnisse für die eben behandelten Berufe ungleichen Gusses, so gilt dies noch mehr für die Tabak und Cigarrenfabrikation. Für Oesterreich liegen recht zahlreiche Beobachtungen betreffend die in Tabakfabriken beschäftigten Frauen vor.

Alter (Jahre)	Anzahl der beobachteten weiblichen Personen	Jährliche Anzahl der Krankentage für jedes Mitglied (ohne Entbindungen)		Von 1000 Personen starben jährlich	
	in Tabakfabriken	in Tabakfabriken	überhaupt	in Tabakfabriken	überhaupt
16—20	30 977	7,4	6,4	11,0	8,1
21—25	29 946	8,9	6,5	12,3	8,9
26—30	21 612	10,8	7,5	14,9	9,5
31—35	17 855	11,5	8,5	13,6	9,9
36—40	12 971	11,9	9,4	11,6	10,2
41—45	9 952	11,4	10,2	11,1	11,8
46—50	7 288	13,2	11,1	12	13,3
51—55	5 041	14,3	11,8	15	15,4
56—60	3 162	16,6	12,9	17	19,9

In den jüngeren Jahren haben die Tabakarbeiterinnen also eine bedeutende Sterblichkeit; die Kränklichkeit ist in allen Altersklassen verhältnismässig hoch. Dies stimmt nun gut mit den Beobachtungen anderer Länder betreffend die Sterblichkeit der männlichen Tabakarbeiter überein, so Schwedens, Hollands und Nordamerikas, in welchem Lande die Cigar Makers and Tabacco Workers viele Selbstmord- und Phthisis-Todesfälle aufweisen. Für beide Geschlechter zusammen fand Sörensen für Kopenhagen eine grosse Sterblichkeit in diesem Berufe. Die Sterblichkeit an Phthisis war hoch, ebenso wie die infolge Selbstmord und Alkoholismus.

Abgesehen von den etwaigen schädlichen Einflüssen der Profession, die u. a. Joire im Wesentlichen verneint[1]), abgesehen auch von dem Umstande, dass die betreffende Arbeit sich für physisch schwach entwickelte Personen (vielleicht mit Disposition für Schwindsucht) eignet und dass schon deswegen eine hohe Sterblichkeit zu erwarten ist, deuten die Beobachtungen auf eine unregelmässige Lebensweise der Tabakarbeiter hin.

Auch die Kränklichkeit der Kopenhagener Tabakarbeiter scheint gross zu sein; Analoges dürfte sich aus italienischen Beobachtungen schliessen lassen.

In den österreichischen Zuckerfabriken war die Sterblichkeit etwa normal, die Kränklichkeit, wie meistens in den Fabriken, in den jüngeren Jahren recht bedeutend.

1) Influence des émanations du tabac sur la santé des ouvriers dans les manufactures. Annales d'Hygiène 1882, 3. série, VII.

4. Die Friseure und ähnliche Berufe haben nach den englischen Beobachtungen eine Uebersterblichkeit, ebenso die Hutmacher. Dagegen war die Sterblichkeit der Schneider ungefähr gleich dem Durchschnitt, und die Schuhmacher wie auch die Sattler hatten eine Untersterblichkeit. Die folgenden Zahlen erläutern dies.

Von 1000 Personen starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Friseure	9,4	15	23	39
Hutmacher . . .	7,0	15	25	44
Schneider	6,9	13,7	22,0	35,3
Schuhmacher . . .	7,7	11,3	19,9	35,2
Sattler u. dgl. . .	7,6	12,5	20,7	32,2

Die folgende Uebersicht enthält die Ergebnisse der üblichen Vergleichung für die Altersjahre 25—65:

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen thatsächliche	Standardberechnung
	Erfahrung	Erwartung		
Friseure	568	507	112	110
Hutmacher	457	415	110	111
Schneider	3768	3814	99	99
Schuhmacher . . .	6007	6538	92	92
Sattler u. dgl. . . .	672	722	93	92

Der mittlere Fehler ist für die Friseure verhältnismässig recht gross; doch ist die Differenz zwischen Erfahrung und Berechnung so bedeutend, dass eine regelmässige Uebersterblichkeit nicht unwahrscheinlich ist; weniger deutlich sind die Zahlen für Hutmacher und Sattler. Die Untersterblichkeit der Schuhmacher ist dagegen so beträchtlich im Vergleich mit dem mittleren Fehler, dass sie als typisch aufgefasst werden kann. Die Selbstmordhäufigkeit und die Alkohol-Sterblichkeit der Friseure ist ungemein gross, auch ihre Phthisissterblichkeit ist recht bedeutend; die Hutmacher haben gleichfalls eine hohe Sterblichkeit an diesen Ursachen, doch sind die Zahlen zu klein, um mit Sicherheit für eine hohe Mortalität an Alkoholismus zu zeugen; 10 Jahre früher gelangte jedoch Ogle zu entsprechenden Ergebnissen. Die günstige Stellung der Sattler kann z. T. auf die geringe Häufigkeit der Krankheiten im Respirationssystem zurückgeführt werden. Für die Schuhmacher und Schneider sind nachstehend die Standardtodesfälle nach Todesursachen verteilt.

(Tabelle siehe p. 589.)

Die Ueberlegenheit der Schuhmacher in gesundheitlicher Beziehung ist also teilweise auf ihre günstige Stellung gegenüber Phthisis und Krankheiten im Respirationssystem zurückzuführen, trotzdem dass gerade das „phthisische Alter“ 15—35 eine etwas grössere Sterblichkeit der Schuhmacher aufweist.

Dass die Schneider im ganzen ein ungünstigeres Sterblichkeitsniveau als die Schuhmacher haben, ging auch aus älteren englischen Beobachtungen

	Schneider	Schuhmacher
Phthisis	271	256
Krankheiten im Respirationssystem	195	181
" " Cirkulationssystem	121	121
" " Verdauungssystem	59	46
" " Urinarsystem	46	40
Krebs	46	50
Krankheiten im Nervensystem	98	81
Alkoholismus	12	9
Unglücksfall	22	21
Selbstmord	15	13
Andere Ursachen	104	102
Zusammen	989	920

hervor. Dasselbe Resultat ergiebt sich für Nordamerika, Holland, die Schweiz, Schweden und Dänemark; selbst wenn das Niveau an und für sich wechselt (wie in der Schweiz, wo die Schuhmacher eine Uebersterblichkeit haben), bleiben die Schneider immer etwas hinter den Schuhmachern zurück. In den österreichischen Krankenkassen kommt allerdings die Uebersterblichkeit der Schuhmacher bis zum 35. Jahre verhältnismässig stark zum Ausdruck, wie die nachstehenden Zahlen erweisen (für männliche Arbeiter):

Alter (Jahre)	Anzahl der beobachteten Personen		Jährliche Anzahl von Krankentagen pro Mitglied			Von 1000 Personen starben jährlich		
	Schuhmacher	Schneider	Schuhmacher	Schneider	überhaupt	Schuhmacher	Schneider	überhaupt
16—20	15 043	10 727	5,0	4,2	5,8	6,5	6,1	5,2
21—25	18 018	19 761	5,0	3,7	6,1	8,3	7,1	6,5
26—30	11 948	14 377	4,2	2,7	6,5	7,4	5,9	6,6
31—35	6 360	6 229	5,0	3,6	7,2	11,0	9,8	8,2
36—40	3 696	3 204	4,9	5,2	8,0	10,3	14,4	10,1
41—45	2 607	2 387	4,4	5,2	9,1	10	11	12,8
46—50	1 357	1 929	6,0	6,9	10,3	15	20	16,1
51—55	923	1 462	7	7	11,7	16	25	20,4
56—60	442	879	10	9	13,9	—	—	27,6

Auch in Bezug auf Kränklichkeit sind die Schuhmacher bis zu 35 Jahren etwas ungünstiger daran als die Schneider. Die italienische Krankenstatistik giebt für alle Alter zwischen 15 und 60 etwas günstigere Resultate für Schneider, als für eine Gruppe, die Schuhmacher, Gerber, Sattler und Handschuhmacher umfasst; dieses Ergebnis wird von der Frankfurter Statistik wenigstens nicht Lügen gestraft. Neison jun. fand gleichfalls eine geringere Kränklichkeit der Schneider, Ratcliffe umgekehrt eine etwas grössere, wiederum ein Beweis der Unzuverlässigkeit der Kränklichkeitsbeobachtungen als Massstab des Einflusses des Berufs auf die Gesundheit. — Die österreichische Statistik bringt auch Beobachtungen betr. die Fabriken für Bekleidungszwecke. Die männlichen Arbeiter stehen nach diesen einigermassen auf dem Niveau der Schneider, nur haben sie eine etwas grössere Kränklichkeit. In den citierten Sterblichkeitsberichten finden sich auch Beobachtungen betr. die weiblichen Arbeiter, doch leiden die Zahlen häufig an gewissen Mängeln, sodass sie nur beschränkt brauchbar sind. Sörensen hat die Sterblichkeit der Näherinnen in den dänischen Provinzialstädten untersucht und für sie eine

sehr deutliche Uebersterblichkeit ermittelt. Nach der Frankfurter Statistik scheint gleichfalls die Kränklichkeit der Schneiderinnen und Näherinnen eine bedeutende zu sein. Die österreichische Statistik weist für Handschuhmacherinnen eine erhebliche Sterblichkeit, für Schneiderinnen in den jüngeren Jahren recht gute Verhältnisse auf; die Kränklichkeit in beiden Berufen war in den jüngeren Jahren recht klein, und erst später trat der Umschlag ein. Die weiblichen Arbeiter in den österreichischen Fabriken für Bekleidungszwecke zeigten in den jüngeren Jahren eine recht ungünstige Stellung, sowohl in Bezug auf Kränklichkeit als auf Mortalität. Was die Wäschereien betrifft, so klagt man in England über deren schlechte hygienische Bedingungen (schlechte Ventilation, Hitze und Feuchtigkeit) in Verbindung mit Unregelmässigkeit der Arbeit, mit Ueberanstrengung am Schluss der Woche und häufiger Sonntagsarbeit[1]); für Frankfurt liegen einige Beobachtungen über die Kränklichkeit der Waschfrauen, Putzfrauen etc. vor; diese Beobachtungen sind jedoch wenig umfangreich.

Was nun die übrigen hier behandelten Professionen betrifft, so stimmt die amerikanische Statistik mit der englischen darin überein, dass die Sattler u. dgl. gesundheitlich entschieden besser da stehen als die Hutmacher, die vielfach an Phthisis leiden. Sörensen fand für Sattler etwa die durchnittliche Sterblichkeit. Die Pariser Barbiere zeigen recht ungünstige Gesundheitsverhältnisse. Alle diese Beobachtungen stehen in gutem Einklang mit den englischen. Die österreichischen männlichen Handschuhmacher haben eine bedeutende Sterblichkeit, dagegen hält sich bei ihnen die Kränklichkeit etwas unter dem Durchschnitt. Dies stimmt recht gut mit den Erfahrungen für Handschuhmacherinnen überein.

Die englische Statistik fasst dann weiter in einer Gruppe zusammen die Seifensiederei, die Talg- und Leimfabrikation, sowie die Düngerfabrikation. Diese wenig zahlreiche Gruppe hatte in England 1890—92 eine Uebersterblichkeit (die Standardberechnung ergab 111), aber die Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65 betrug überhaupt nur 227, so dass der mittlere Fehler verhältnismässig sehr gross ist und es sich also kaum lohnen wird, die Untersuchungen zu vertiefen, zumal da für derartige Berufe die Grenzen nicht immer leicht zu ziehen sind. Die Seifen- und Talgfabrikation, für sich allein genommen, haben sehr günstige Ziffern, was mit Unvollkommenheiten der Beobachtung zusammenhängen mag. Besser sind vielleicht die Auskünfte betr. Gerber. Von diesen starben unter 1000 jeder Altersklasse:

Alter (Jahre)	Lohgerber, Kürschner (Tanner, Fellmonger)	Weissgerber (Currier)
25—35	6	7
35—45	6	13
45—55	19	22
55—65	33	41
Todesfälle zusammen	267	702
Erwartungsgemäss	354	704
Auf 100 erwart. Todesfälle thatsächliche	75	100
Standardberechnung	76	100

1) Labour Gazette 1894, II, p. 248.

Für beide Gruppen zusammen darf man vielleicht eine etwas unter der normalen liegende Sterblichkeit annehmen. Dies harmoniert mit den Pariser Beobachtungen. Einigermassen normal war die Sterblichkeit der Gerber nach den schwedischen Beobachtungen. In Oesterreich hatten die Arbeiter in Lederfabriken und die mit Lederverarbeitung beschäftigten Professionisten mit Rücksicht auf Kränklichkeit eine recht günstige Stellung, sie hatten aber eine Uebersterblichkeit.

5. In naher Verbindung mit der Bekleidungsindustrie steht die Textilindustrie, die in England-Wales so zahlreiche Repräsentanten hat. Ich beginne auch hier wieder mit den englischen Beobachtungen von 1890—92, indem ich die Sterblichkeit, wie schon häufig im Vorhergehenden, mit 2 Decimalen angebe, selbst wo die Grundzahlen sehr begrenzt sind.

Von 1000 Lebenden starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Wollmanufaktur	6,99	11,98	20,45	43.36
insbes. in West Riding	6,99	11,99	20,58	43.76
Seidenindustrie	6,91	10,39	19,34	40,25
Baumwoll- und Flachsindustrie	7.17	12,83	24,68	52.55
insbes. in Lancashire	7.13	13.38	25,11	55,06
Spitzenindustrie	6,86	5,92	15,03	30,91
Seilerei u. dgl.	8,21	11,28	20,25	34.39
Färberei u. dgl.	10.90	16,14	28,05	57.95
Teppichfakrikation	8,06	7,88	16,20	41,45
Strumpfwarenfabrikation	6,51	8,41	12,15	29,83
insbes. in Leicestershire und Nottinghamshire	6,29	8,41	11,48	31,27
Die ganze Textilindustrie	7.52	12,28	22,28	46,05

Die Beobachtungen betr. die Spitzenindustrie (Lace Manufacture) sind wenig umfassend (253 Todesfälle), ebenso die für die Seiler (Rope, Twine, Cord-Makers) mit 220 Todesfällen und für die Teppichfabrikation (Carpet, Rug-Manufacture) mit 227 Todesfällen. Umfassender sind die Beobachtungen betr. die Färberei u. dgl. (Wool, Silk, Cotton-Dyers, Printers) und die Strumpfwarenfabrikation (Hosiery Manufacture) mit 1406 bezw. 429 Todesfällen, während die Seidenindustrie (Silk, Satin, Crape Manufacture) 467 Todesfälle aufweist. Die Wollmanufaktur (Wool, Worsted Manufacture) hat ein breiteres Fundament (2371 Todesfälle) und noch mehr die Baumwoll- und Flachsindustrie (Cotton, Flax, Linen Manufacture) mit 4847 Todesfällen. Die oben mitgeteilten Koëfficienten sind also nichts weniger als gleichwertig. Als Gesamtresultat hat man für die Textilindustrie eine Sterblichkeit etwas über dem Niveau der Gesamtbevölkerung, aber doch bedeutend unter demjenigen der Industriebevölkerung. Nimmt man die Verhältnisse der letzteren zur Basis der Berechnung, so ergiebt sich folgende Uebersicht:

(Tabelle siehe p. 592.)

Die Ergebnisse für die Seidenindustrie würden sich etwas günstiger gestalten, falls man mit kleineren Intervallen operieren könnte, ebenso für die Seilerei und für die Strumpfwarenfabrikation; umgekehrt dagegen für die Baumwollindustrie und die Färberei. Die Reihenfolge der günstig und ungünstig gestellten Berufe würde sich also wahrscheinlich

	Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65 nach		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen thatsächliche	Standardberechnung
	Beobachtung	Berechnung		
Wollmanufaktur	2371	2399	99	99
insbes. in West Riding	2001	2018	99	100
Seidenindustrie	467	495	94	92
Baumwoll- und Flachsindustrie	4847	4376	111	114
insbes. in Lancashire	4020	3547	113	118
Spitzenindustrie	253	351	72	71
Seilerei u. dgl.	220	239	92	93
Färberei u. dgl.	1406	1027	137	137
Teppichfabrikation	227	257	88	87
Strumpfwarenfabrikation	429	609	70	70
insbes. in Leicestershire und Nottinghamshire	392	554	71	70
Die ganze Textilindustrie	10220	9753	105	105

durch detailliertere Beobachtungen nicht ändern. Indessen darf man nicht übersehen, dass der mittlere Fehler häufig verhältnismässig sehr gross ist. Für die Seidenindustrie ist er z. B. 4 Proz. der berechneten Fälle, und es ist nicht unmöglich, dass die günstige Stellung dieser Industrie eine zufällige ist. Dasselbe gilt für die Teppichfabrikation und noch mehr für die Seilerei; dagegen dürfte für die Strumpfwaren- sowie für die Spitzenindustrie nach diesen Beobachtungen eine Untersterblichkeit feststehen. Für die Wollmanufaktur beträgt der mittlere Fehler etwa 2 Proz. der Beobachtungen; die Sterblichkeit wird also wohl auch thatsächlich normal sein, wogegen für die Baumwollindustrie und die Färberei jedenfalls eine ungünstige Stellung erwiesen ist. Die Verteilung auf die Todesursachen stellt sich wie folgt:

	Phthisis	Krankh. im Respirationssystem	Krankh. im Cirkulationssystem	Krankh. im Verdauungssystem	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unglücksfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Wollmanufaktur	191	256	131	63	45	49	100	3	21	12	120	991
insbes. in West Riding	191	264	131	59	44	50	100	3	22	13	119	996
Seidenindustrie	194	227	126	50	44	43	86	9	16	14	112	921
Baumwoll- und Flachsindustrie	202	338	152	64	42	39	114	10	26	18	136	1141
insbes. in Lancashire	200	365	150	67	42	35	123	9	26	19	140	1176
Spitzenindustrie	160	104	108	29	32	28	98	2	27	24	97	709
Seilerei u. dgl.	219	267	118	42	45	55	45	5	38	10	84	928
Färberei u. dgl.	261	363	194	74	56	52	128	10	40	17	175	1370
Teppichfabrikation	226	245	87	30	26	45	77	0	9	4	124	873
Strumpfwarenfabrikation	190	125	118	27	22	30	72	7	19	21	67	698
insbes. in Leicestershire und Nottinghamshire	185	128	124	25	25	29	71	8	19	20	62	696
Die ganze Textilindustrie	203	285	142	60	41	43	103	7	25	16	129	1054

Die Sterblichkeit an Phthisis ist also überall etwa die durchschnittliche der Gesamtbevölkerung, nur die Färberei hat einen Ausschlag in ungünstiger Richtung. Dagegen zeigen die Krankheiten der Respirationsorgane grosse Abweichungen, ohne dass jedoch das Niveau für die Industriebevölkerung überschritten wird. Auch hier hat die Färberei

eine hohe Sterblichkeit, ebenso die Baumwollindustrie. Mit Rücksicht auf Unglücksfälle und Alkoholismus steht die Textilindustrie durchweg sehr günstig da.

Der Gang der Sterblichkeit in der ganzen Textilindustrie war nach älteren englischen Beobachtungen derselbe. 1860—61, 71, lag die Sterblichkeit, wie 1890—92, in den jüngeren Jahren etwas unter dem Durchschnitt, um später im Leben einen um so stärkeren Umschlag zu erfahren. Die Seidenindustrie hatte, wie 1890—92, ein günstiges Niveau, ebenso die Wollmanufaktur; die letztere jedoch nicht in dem Masse wie oben. Für die Zeit von 1846—48, in welcher die Fabrikgesetzgebung und andere Fortschritte noch kaum ihre gute Wirkung voll geübt haben konnten, fand Ratcliffe eine bedeutende Kränklichkeit der Wollkämmer (Woolcombers). Seine Beobachtungen betr. die Baumwollindustrie erwiesen eine recht hohe Kränklichkeit für die Spinner, während für die anderen Arbeiter das Umgekehrte der Fall war.

Die nordamerikanischen Erhebungen ergaben für die Textilindustrie verhältnismässig günstige Sterblichkeitsziffern, doch tritt hier die Altersverteilung als störende Ursache auf. Ebenso war das Niveau in der Schweiz ein recht niedriges; wenn hier die Baumwollspinnerei die höhere Sterblichkeit zeigte, so stimmt dies gut mit den englischen Beobachtungen zusammen. Auch für Holland ist eine Untersterblichkeit in der Textilindustrie zu beobachten; doch scheint die Färberei wie in England eine grosse Sterblichkeit aufzuweisen. Wenn die Pariser Posamentierer nach Bertillon eine niedrige Sterblichkeit haben, so entspricht dies den englischen Beobachtungen betr. die Seidenindustrie. Weniger gut waren die Gesundheitsverhältnisse der Spinner und Weber in Schweden.

Für Oesterreich liegt ein recht grosses Beobachtungsmaterial betreffend die Textilindustrie vor, sowohl für männliche wie für weibliche Arbeiter. Ich führe daraus einige Zahlen an.

Männer:

Alter (Jahre)	Anzahl der beobachteten Personen	Jährliche Anzahl von Krankentagen		Von 1000 Personen starben jährlich	
		in der Textilindustrie	überhaupt	in der Textilindustrie	überhaupt
16—20	64 223	6,4	5,8	6,8	5,2
21—25	51 211	6,0	6,1	8,4	6,5
26—30	49 620	5,6	6,5	7,1	6,6
31—35	42 762	5,7	7,2	8,6	8,2
36—40	33 750	6,1	8,0	9,9	10,1
41—45	28 678	7,0	9,1	10,9	12,8
46—50	22 208	8,0	10,3	16,4	16,1
51—55	17 349	8,9	11,7	20,5	20,4
56—60	11 576	10,5	13,9	25,9	27,6
Frauen:					
16—20	119 160	7,3	6,4	9,8	8,1
21—25	90 588	7,5	6,5	11,4	8,9
26—30	56 299	8,3	7,5	11,1	9,5
31—35	38 428	9,2	8,5	11,2	9,9
36—40	26 393	10,0	9,4	10,1	10,2
41—45	20 786	10,9	10,2	11,8	11,8
46—50	14 851	11,3	11,1	12,7	13,3
51—55	10 397	12,3	11,8	13,8	15,4
56—60	5 715	14,3	12,9	21,2	19,9

Bei den Frauen sind die auf Entbindungen fallenden Unterstützungstage nicht mit gerechnet. Wie man sieht, ist die Sterblichkeit sowohl der Männer wie der Frauen in den jüngeren Jahren etwas höher in der Textilindustrie als in der gesamten arbeitenden Bevölkerung; später im Leben gleicht sich die Differenz aus, mit einer Tendenz zu einer Untersterblichkeit in der Textilindustrie. Die weiblichen Textilarbeiter haben eine recht bedeutende Kränklichkeit, während unter männlichen Arbeitern eher das Umgekehrte gilt. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangten Schuler und Burckhardt durch eine Bearbeitung des Krankenkassenmaterials [1]) für die Textilindustrie in der Schweiz. Im Gegensatz zu diesen Ergebnissen haben die italienischen Textilarbeiter ein Kränklichkeitsniveau etwas über dem Durchschnitt.

Man gelangt also nicht zu ganz einheitlichen Ergebnissen. Doch kann dies, wie schon ausgeführt, nicht Wunder nehmen. Einmal ist ja das Niveau, mit welchem man vergleicht, nicht immer das gleiche, ein jedes Land hat seine Eigentümlichkeiten und seine besondere Zusammensetzung der allgemeinen Bevölkerung nach Beruf. Zweitens ist die Lage der Textilindustrie selbstverständlich eine sehr verschiedene. Die armen Handweber, wie sie sich noch ringsum in der Welt finden, können nicht mit den in gut ventilierten Fabrikräumen arbeitenden, reichlich gelohnten Textilarbeitern verglichen werden, und die Fabrikarbeiter früherer Zeiten waren schlimmer daran als die der Gegenwart. Da die Baumwollindustrie in Oesterreich eine recht hervortretende Rolle spielt, übt dieser Umstand wie in England einen bedeutenden Einfluss auf das Sterblichkeitsniveau der gesamten Textilindustrie etc. So viel scheint aber festzustehen, dass die Gesundheitspflege im Kampf mit den das Leben gefährdenden Einflüssen der Textilindustrie gute Chancen hat, als Sieger hervor zu gehen.

6. Ich wende mich jetzt zu den Buchdruckern, Buchbindern und der Papierindustrie. Wir finden hier für England und die Jahre 1890—92 die folgenden Zahlen:

Von 1000 Personen starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Buchbinder	9,04	15,36	18,86	41,41
Buchdrucker . . .	9,10	14,40	21,56	43,39
Papierfabrikation . .	5,60	9,33	18,84	44,64

Die Sterblichkeit war hiernach günstiger für die Arbeiter in den Papierfabriken als für die beiden anderen Berufe; namentlich tritt der Unterschied in den jüngeren Jahren hervor. Der Umfang der Beobachtungen erhellt aus nachstehender Uebersicht.

(Tabelle siehe p. 595.)

Für alle drei Berufe ergiebt eine Betrachtung der Alterskombinationen, dass man aller Wahrscheinlichkeit nach ein höheres Sterblichkeitsniveau erhalten würde, wenn die Altersstufen enger gewählt wären; das Niveau für die Papierfabrikation würde sogar bedeutend steigen können; da ausserdem für diese die Anzahl der Beobachtungen recht klein ist, lasse

1) F. Schuler und A. E. Burckhardt, Untersuchungen über die Gesundheitsverhältnisse der Fabrikbevölkerung in der Schweiz. Aarau 1889.

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 beobachtete Todesfälle kamen thatsächliche	Standard-berechnung
	Beobachtung	Erwartung		
Buchbinder	315	293	108	106
Buchdrucker . . .	1818	1647	110	110
Papierfabrikation . .	262	299	88	90

ich sie in der folgenden Uebersicht ausser Betracht, indem ich nur bemerke, dass die Phthisis-Sterblichkeit in dieser Industrie eine mässige zu sein scheint. In den beiden übrigen Berufen verteilen sich die Standardtodesfälle, wie folgt:

	Buchbinder	Buchdrucker
Phthisis	325	326
Krankheiten im Respirationssystem . . .	218	214
„ „ Cirkulationssystem . . .	115	133
„ „ Verdauungssystem . . .	43	65
„ „ Urinarsystem	47	52
Krebs	60	48
Krankheiten im Nervensystem	74	98
Alkoholismus	16	10
Unfall	11	19
Selbstmord	26	17
Andere Ursachen	125	114
Zusammen	1060	1096

Die Uebersterblichkeit würde sich also heben, falls die Phthisis-Sterblichkeit die durchschnittliche wäre. Unter Buchdruckern kam bisweilen Bleivergiftung vor (Plumbism), doch spielt sie bei ihnen eine ganz untergeordnete Rolle.

Die amerikanische Statistik bestätigt die Uebersterblichkeit der Buchbinder und Typographen; ebenso die schwedische und holländische. In der Schweiz ergeben die Beobachtungen betr. die polygraphischen Berufe (worunter Buchbinder) eine Uebersterblichkeit; eine solche fand auch Bertillon für die Pariser Typographen. Sörensen ermittelte für die dänischen Städte ebenfalls eine grosse Sterblichkeit sowohl unter Buchbindern wie unter Buchdruckern, und speziell eine bedeutende Mortalität an Phthisis. Die Todesfälle an Alkoholismus und Selbstmord waren nicht besonders häufig; dasselbe gilt nach den englischen Beobachtungen für die Buchdrucker (für die Buchbinder waren die Beobachtungen nicht zahlreich genug).

Auch bei den österreichischen Krankenkassen herrscht eine hohe Sterblichkeit in den polygraphischen Gewerben wie unter den Buchbindern beiderlei Geschlechts. Man hat also in dieser Beziehung eine vollständige Uebereinstimmung. Was dagegen die Kränklichkeit betrifft, so gehen, wie gewöhnlich, die Beobachtungen auseinander. In Oesterreich lag die Kränklichkeit in den polygraphischen Gewerben und unter den weiblichen Buchbindern über dem normalen Niveau, während sich die der männlichen Buchbinder eher unter dem Durchschnitt hielt; in Italien war dagegen die Kränklichkeit der Typographen recht niedrig, auch nach Ratcliffe hatten die Buchdrucker keine ungünstige Stellung, und in Frankfurt war die Kränklichkeit der Buchdrucker und Lithographen

4. Die Friseure und ähnliche Berufe haben nach den englischen Beobachtungen eine Uebersterblichkeit, ebenso die Hutmacher. Dagegen war die Sterblichkeit der Schneider ungefähr gleich dem Durchschnitt, und die Schuhmacher wie auch die Sattler hatten eine Untersterblichkeit. Die folgenden Zahlen erläutern dies.

Von 1000 Personen starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Friseure	9,4	15	23	39
Hutmacher . . .	7,0	15	25	44
Schneider	6,9	13,7	22,0	35,3
Schuhmacher . . .	7,7	11,3	19,9	35,2
Sattler u. dgl. . .	7,6	12,5	20,7	32,2

Die folgende Uebersicht enthält die Ergebnisse der üblichen Vergleichung für die Altersjahre 25—65:

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen thatsächliche	Standardberechnung
	Erfahrung	Erwartung		
Friseure	568	507	112	110
Hutmacher	457	415	110	111
Schneider	3768	3814	99	99
Schuhmacher . . .	6007	6538	92	92
Sattler u. dgl. . . .	672	722	93	92

Der mittlere Fehler ist für die Friseure verhältnismässig recht gross; doch ist die Differenz zwischen Erfahrung und Berechnung so bedeutend, dass eine regelmässige Uebersterblichkeit nicht unwahrscheinlich ist; weniger deutlich sind die Zahlen für Hutmacher und Sattler. Die Untersterblichkeit der Schuhmacher ist dagegen so beträchtlich im Vergleich mit dem mittleren Fehler, dass sie als typisch aufgefasst werden kann. Die Selbstmordhäufigkeit und die Alkohol-Sterblichkeit der Friseure ist ungemein gross, auch ihre Phthisissterblichkeit ist recht bedeutend; die Hutmacher haben gleichfalls eine hohe Sterblichkeit an diesen Ursachen, doch sind die Zahlen zu klein, um mit Sicherheit für eine hohe Mortalität an Alkoholismus zu zeugen; 10 Jahre früher gelangte jedoch Ogle zu entsprechenden Ergebnissen. Die günstige Stellung der Sattler kann z. T. auf die geringe Häufigkeit der Krankheiten im Respirationssystem zurückgeführt werden. Für die Schuhmacher und Schneider sind nachstehend die Standardtodesfälle nach Todesursachen verteilt.

(Tabelle siehe p. 589.)

Die Ueberlegenheit der Schuhmacher in gesundheitlicher Beziehung ist also teilweise auf ihre günstige Stellung gegenüber Phthisis und Krankheiten im Respirationssystem zurückzuführen, trotzdem dass gerade das „phthisische Alter“ 15—35 eine etwas grössere Sterblichkeit der Schuhmacher aufweist.

Dass die Schneider im ganzen ein ungünstigeres Sterblichkeitsniveau als die Schuhmacher haben, ging auch aus älteren englischen Beobachtungen

	Schneider	Schuhmacher
Phthisis	271	256
Krankheiten im Respirationssystem	195	181
„ „ Cirkulationssystem	121	121
„ „ Verdauungssystem	59	46
„ „ Urinarsystem	46	40
Krebs	46	50
Krankheiten im Nervensystem	98	81
Alkoholismus	12	9
Unglücksfall	22	21
Selbstmord	15	13
Andere Ursachen	104	102
Zusammen	989	920

hervor. Dasselbe Resultat ergiebt sich für Nordamerika, Holland, die Schweiz, Schweden und Dänemark; selbst wenn das Niveau an und für sich wechselt (wie in der Schweiz, wo die Schuhmacher eine Uebersterblichkeit haben), bleiben die Schneider immer etwas hinter den Schuhmachern zurück. In den österreichischen Krankenkassen kommt allerdings die Uebersterblichkeit der Schuhmacher bis zum 35. Jahre verhältnismässig stark zum Ausdruck, wie die nachstehenden Zahlen erweisen (für männliche Arbeiter):

Alter (Jahre)	Anzahl der beobachteten Personen		Jährliche Anzahl von Krankentagen pro Mitglied			Von 1000 Personen starben jährlich		
	Schuhmacher	Schneider	Schuhmacher	Schneider	überhaupt	Schuhmacher	Schneider	überhaupt
16—20	15 043	10 727	5,0	4,2	5,8	6,5	6,1	5,2
21—25	18 018	19 761	5,0	3,7	6,1	8,3	7,1	6,5
26—30	11 948	14 377	4,2	2,7	6,5	7,4	5,9	6,6
31—35	6 360	6 229	5,0	3,6	7,2	11,0	9,8	8,2
36—40	3 696	3 204	4,9	5,2	8,0	10,3	14,4	10,1
41—45	2 607	2 387	4,4	5,2	9,1	10	11	12,8
46—50	1 357	1 929	6,0	6,9	10,3	15	20	16,1
51—55	923	1 462	7	7	11,7	16	25	20,4
56—60	442	879	10	9	13,9	—	—	27,6

Auch in Bezug auf Kränklichkeit sind die Schuhmacher bis zu 35 Jahren etwas ungünstiger daran als die Schneider. Die italienische Krankenstatistik giebt für alle Alter zwischen 15 und 60 etwas günstigere Resultate für Schneider, als für eine Gruppe, die Schuhmacher, Gerber, Sattler und Handschuhmacher umfasst; dieses Ergebnis wird von der Frankfurter Statistik wenigstens nicht Lügen gestraft. Neison jun. fand gleichfalls eine geringere Kränklichkeit der Schneider, Ratcliffe umgekehrt eine etwas grössere, wiederum ein Beweis der Unzuverlässigkeit der Kränklichkeitsbeobachtungen als Massstab des Einflusses des Berufs auf die Gesundheit. — Die österreichische Statistik bringt auch Beobachtungen betr. die Fabriken für Bekleidungszwecke. Die männlichen Arbeiter stehen nach diesen einigermassen auf dem Niveau der Schneider, nur haben sie eine etwas grössere Kränklichkeit. In den citierten Sterblichkeitsberichten finden sich auch Beobachtungen betr. die weiblichen Arbeiter, doch leiden die Zahlen häufig an gewissen Mängeln, sodass sie nur beschränkt brauchbar sind. Sörensen hat die Sterblichkeit der Näherinnen in den dänischen Provinzialstädten untersucht und für sie eine

sehr deutliche Uebersterblichkeit ermittelt. Nach der Frankfurter Statistik scheint gleichfalls die Kränklichkeit der Schneiderinnen und Näherinnen eine bedeutende zu sein. Die österreichische Statistik weist für Handschuhmacherinnen eine erhebliche Sterblichkeit, für Schneiderinnen in den jüngeren Jahren recht gute Verhältnisse auf; die Kränklichkeit in beiden Berufen war in den jüngeren Jahren recht klein, und erst später trat der Umschlag ein. Die weiblichen Arbeiter in den österreichischen Fabriken für Bekleidungszwecke zeigten in den jüngeren Jahren eine recht ungünstige Stellung, sowohl in Bezug auf Kränklichkeit als auf Mortalität. Was die Wäschereien betrifft, so klagt man in England über deren schlechte hygienische Bedingungen (schlechte Ventilation, Hitze und Feuchtigkeit) in Verbindung mit Unregelmässigkeit der Arbeit, mit Ueberanstrengung am Schluss der Woche und häufiger Sonntagsarbeit [1]); für Frankfurt liegen einige Beobachtungen über die Kränklichkeit der Waschfrauen, Putzfrauen etc. vor; diese Beobachtungen sind jedoch wenig umfangreich.

Was nun die übrigen hier behandelten Professionen betrifft, so stimmt die amerikanische Statistik mit der englischen darin überein, dass die Sattler u. dgl. gesundheitlich entschieden besser da stehen als die Hutmacher, die vielfach an Phthisis leiden. Sörensen fand für Sattler etwa die durchnittliche Sterblichkeit. Die Pariser Barbiere zeigen recht ungünstige Gesundheitsverhältnisse. Alle diese Beobachtungen stehen in gutem Einklang mit den englischen. Die österreichischen männlichen Handschuhmacher haben eine bedeutende Sterblichkeit, dagegen hält sich bei ihnen die Kränklichkeit etwas unter dem Durchschnitt. Dies stimmt recht gut mit den Erfahrungen für Handschuhmacherinnen überein.

Die englische Statistik fasst dann weiter in einer Gruppe zusammen die Seifensiederei, die Talg- und Leimfabrikation, sowie die Düngerfabrikation. Diese wenig zahlreiche Gruppe hatte in England 1890—92 eine Uebersterblichkeit (die Standardberechnung ergab 111), aber die Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65 betrug überhaupt nur 227, so dass der mittlere Fehler verhältnismässig sehr gross ist und es sich also kaum lohnen wird, die Untersuchungen zu vertiefen, zumal da für derartige Berufe die Grenzen nicht immer leicht zu ziehen sind. Die Seifen- und Talgfabrikation, für sich allein genommen, haben sehr günstige Ziffern, was mit Unvollkommenheiten der Beobachtung zusammenhängen mag. Besser sind vielleicht die Auskünfte betr. Gerber. Von diesen starben unter 1000 jeder Altersklasse:

Alter (Jahre)	Lohgerber, Kürschner (Tanner, Fellmonger)	Weissgerber (Currier)
25—35	6	7
35—45	6	13
45—55	19	22
55—65	33	41
Todesfälle zusammen	267	702
Erwartungsgemäss	354	704
Auf 100 erwart. Todesfälle thatsächliche	75	100
Standardberechnung	76	100

1) Labour Gazette 1894, II, p. 248.

Für beide Gruppen zusammen darf man vielleicht eine etwas unter der normalen liegende Sterblichkeit annehmen. Dies harmoniert mit den Pariser Beobachtungen. Einigermassen normal war die Sterblichkeit der Gerber nach den schwedischen Beobachtungen. In Oesterreich hatten die Arbeiter in Lederfabriken und die mit Lederverarbeitung beschäftigten Professionisten mit Rücksicht auf Kränklichkeit eine recht günstige Stellung, sie hatten aber eine Uebersterblichkeit.

5. In naher Verbindung mit der Bekleidungsindustrie steht die Textilindustrie, die in England-Wales so zahlreiche Repräsentanten hat. Ich beginne auch hier wieder mit den englischen Beobachtungen von 1890—92, indem ich die Sterblichkeit, wie schon häufig im Vorhergehenden, mit 2 Decimalen angebe, selbst wo die Grundzahlen sehr begrenzt sind.

Von 1000 Lebenden starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Wollmanufaktur	6,99	11,98	20,45	43,36
insbes. in West Riding	6,99	11,99	20,58	43,76
Seidenindustrie	6,91	10,39	19,34	40,25
Baumwoll- und Flachsindustrie	7,17	12,83	24,68	52,55
insbes. in Lancashire	7,13	13,38	25,11	55,06
Spitzenindustrie	6,86	5,92	15,03	30,91
Seilerei u. dgl.	8,21	11,28	20,25	34,39
Färberei u. dgl.	10,90	16,14	28,05	57,95
Teppichfakrikation	8,06	7,88	16,20	41,45
Strumpfwarenfabrikation	6,51	8,41	12,15	29,83
insbes. in Leicestershire und Nottinghamshire	6,29	8,41	11,48	31,27
Die ganze Textilindustrie	7,52	12,28	22,28	46,05

Die Beobachtungen betr. die Spitzenindustrie (Lace Manufacture) sind wenig umfassend (253 Todesfälle), ebenso die für die Seiler (Rope, Twine, Cord-Makers) mit 220 Todesfällen und für die Teppichfabrikation (Carpet, Rug-Manufacture) mit 227 Todesfällen. Umfassender sind die Beobachtungen betr. die Färberei u. dgl. (Wool, Silk, Cotton-Dyers, Printers) und die Strumpfwarenfabrikation (Hosiery Manufacture) mit 1406 bezw. 429 Todesfällen, während die Seidenindustrie (Silk, Satin, Crape Manufacture) 467 Todesfälle aufweist. Die Wollmanufaktur (Wool, Worsted Manufacture) hat ein breiteres Fundament (2371 Todesfälle) und noch mehr die Baumwoll- und Flachsindustrie (Cotton, Flax, Linen Manufacture) mit 4847 Todesfällen. Die oben mitgeteilten Koëfficienten sind also nichts weniger als gleichwertig. Als Gesamtresultat hat man für die Textilindustrie eine Sterblichkeit etwas über dem Niveau der Gesamtbevölkerung, aber doch bedeutend unter demjenigen der Industriebevölkerung. Nimmt man die Verhältnisse der letzteren zur Basis der Berechnung, so ergiebt sich folgende Uebersicht:

(Tabelle siehe p. 592.)

Die Ergebnisse für die Seidenindustrie würden sich etwas günstiger gestalten, falls man mit kleineren Intervallen operieren könnte, ebenso für die Seilerei und für die Strumpfwarenfabrikation; umgekehrt dagegen für die Baumwollindustrie und die Färberei. Die Reihenfolge der günstig und ungünstig gestellten Berufe würde sich also wahrscheinlich

	Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65 nach		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen thatsächliche	Standardberechnung
	Beobachtung	Berechnung		
Wollmanufaktur	2371	2399	99	99
insbes. in West Riding	2001	2018	99	100
Seidenindustrie	467	495	94	92
Baumwoll- und Flachsindustrie	4847	4376	111	114
insbes. in Lancashire	4020	3547	113	118
Spitzenindustrie	253	351	72	71
Seilerei u. dgl.	220	239	92	93
Färberei u. dgl.	1406	1027	137	137
Teppichfabrikation	227	257	88	87
Strumpfwarenfabrikation	429	609	70	70
insbes. in Leicestershire und Nottinghamshire	302	554	71	70
Die ganze Textilindustrie	10220	9753	105	105

durch detailliertere Beobachtungen nicht ändern. Indessen darf man nicht übersehen, dass der mittlere Fehler häufig verhältnismässig sehr gross ist. Für die Seidenindustrie ist er z. B. 4 Proz. der berechneten Fälle, und es ist nicht unmöglich, dass die günstige Stellung dieser Industrie eine zufällige ist. Dasselbe gilt für die Teppichfabrikation und noch mehr für die Seilerei; dagegen dürfte für die Strumpfwaren- sowie für die Spitzenindustrie nach diesen Beobachtungen eine Untersterblichkeit feststehen. Für die Wollmanufaktur beträgt der mittlere Fehler etwa 2 Proz. der Beobachtungen; die Sterblichkeit wird also wohl auch thatsächlich normal sein, wogegen für die Baumwollindustrie und die Färberei jedenfalls eine ungünstige Stellung erwiesen ist. Die Verteilung auf die Todesursachen stellt sich wie folgt:

	Phthisis	Krankh. im Respirationssystem	Krankh. im Cirkulationssystem	Krankh. im Verdauungssystem	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unglücksfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Wollmanufaktur	191	256	131	63	45	49	100	3	21	12	120	991
insbes. in West Riding	191	264	131	59	44	50	100	3	22	13	119	996
Seidenindustrie	194	227	126	50	44	43	86	9	16	14	112	921
Baumwoll- und Flachsindustrie	202	338	152	64	42	39	114	10	26	18	136	1141
insbes. in Lancashire	200	365	150	67	42	35	123	9	26	19	140	1176
Spitzenindustrie	160	104	108	29	32	28	98	2	27	24	97	709
Seilerei u. dgl.	219	267	118	42	45	55	45	5	38	10	84	928
Färberei u. dgl.	261	363	194	74	56	52	128	10	40	17	175	1370
Teppichfabrikation	226	245	87	30	26	45	77	0	9	4	124	873
Strumpfwarenfabrikation	190	125	118	27	22	30	72	7	19	21	67	698
insbes. in Leicestershire und Nottinghamshire	185	128	124	25	25	29	71	8	19	20	62	696
Die ganze Textilindustrie	203	285	142	60	41	43	103	7	25	16	129	1054

Die Sterblichkeit an Phthisis ist also überall etwa die durchschnittliche der Gesamtbevölkerung, nur die Färberei hat einen Ausschlag in ungünstiger Richtung. Dagegen zeigen die Krankheiten der Respirationsorgane grosse Abweichungen, ohne dass jedoch das Niveau für die Industriebevölkerung überschritten wird. Auch hier hat die Färberei

eine hohe Sterblichkeit, ebenso die Baumwollindustrie. Mit Rücksicht auf Unglücksfälle und Alkoholismus steht die Textilindustrie durchweg sehr günstig da.

Der Gang der Sterblichkeit in der ganzen Textilindustrie war nach älteren englischen Beobachtungen derselbe. 1860—61, 71, lag die Sterblichkeit, wie 1890—92, in den jüngeren Jahren etwas unter dem Durchschnitt, um später im Leben einen um so stärkeren Umschlag zu erfahren. Die Seidenindustrie hatte, wie 1890—92, ein günstiges Niveau, ebenso die Wollmanufaktur; die letztere jedoch nicht in dem Masse wie oben. Für die Zeit von 1846—48, in welcher die Fabrikgesetzgebung und andere Fortschritte noch kaum ihre gute Wirkung voll geübt haben konnten, fand Ratcliffe eine bedeutende Kränklichkeit der Wollkämmer (Woolcombers). Seine Beobachtungen betr. die Baumwollindustrie erwiesen eine recht hohe Kränklichkeit für die Spinner, während für die anderen Arbeiter das Umgekehrte der Fall war.

Die nordamerikanischen Erhebungen ergaben für die Textilindustrie verhältnismässig günstige Sterblichkeitsziffern, doch tritt hier die Altersverteilung als störende Ursache auf. Ebenso war das Niveau in der Schweiz ein recht niedriges; wenn hier die Baumwollspinnerei die höhere Sterblichkeit zeigte, so stimmt dies gut mit den englischen Beobachtungen zusammen. Auch für Holland ist eine Untersterblichkeit in der Textilindustrie zu beobachten; doch scheint die Färberei wie in England eine grosse Sterblichkeit aufzuweisen. Wenn die Pariser Posamentierer nach Bertillon eine niedrige Sterblichkeit haben, so entspricht dies den englischen Beobachtungen betr. die Seidenindustrie. Weniger gut waren die Gesundheitsverhältnisse der Spinner und Weber in Schweden.

Für Oesterreich liegt ein recht grosses Beobachtungsmaterial betreffend die Textilindustrie vor, sowohl für männliche wie für weibliche Arbeiter. Ich führe daraus einige Zahlen an.

Alter (Jahre)	Anzahl der beobachteten Personen	Jährliche Anzahl von Krankentagen		Von 1000 Personen starben jährlich	
		in der Textilindustrie	überhaupt	in der Textilindustrie	überhaupt
Männer:					
16—20	64 223	6,4	5,8	6,8	5,2
21—25	51 211	6,0	6,1	8,4	6,5
26—30	49 620	5,6	6,5	7,1	6,6
31—35	42 762	5,7	7,2	8,6	8,2
36—40	33 750	6,1	8,0	9,9	10,1
41—45	28 678	7,0	9,1	10,9	12,8
46—50	22 208	8,0	10,3	16,4	16,1
51—55	17 349	8,9	11,7	20,5	20,4
56—60	11 576	10,5	13,9	25,9	27,6
Frauen:					
16—20	119 160	7,3	6,4	9,8	8,1
21—25	90 588	7,5	6,5	11,4	8,9
26—30	56 299	8,3	7,5	11,1	9,5
31—35	38 428	9,2	8,5	11,2	9,9
36—40	26 393	10,0	9,4	10,1	10,2
41—45	20 786	10,9	10,2	11,8	11,8
46—50	14 851	11,3	11,1	12,7	13,3
51—55	10 397	12,3	11,8	13,8	15,4
56—60	5 715	14,3	12,9	21,2	19,9

Bei den Frauen sind die auf Entbindungen fallenden Unterstützungstage nicht mit gerechnet. Wie man sieht, ist die Sterblichkeit sowohl der Männer wie der Frauen in den jüngeren Jahren etwas höher in der Textilindustrie als in der gesamten arbeitenden Bevölkerung; später im Leben gleicht sich die Differenz aus, mit einer Tendenz zu einer Untersterblichkeit in der Textilindustrie. Die weiblichen Textilarbeiter haben eine recht bedeutende Kränklichkeit, während unter männlichen Arbeitern eher das Umgekehrte gilt. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangten Schuler und Burckhardt durch eine Bearbeitung des Krankenkassenmaterials[1]) für die Textilindustrie in der Schweiz. Im Gegensatz zu diesen Ergebnissen haben die italienischen Textilarbeiter ein Kränklichkeitsniveau etwas über dem Durchschnitt.

Man gelangt also nicht zu ganz einheitlichen Ergebnissen. Doch kann dies, wie schon ausgeführt, nicht Wunder nehmen. Einmal ist ja das Niveau, mit welchem man vergleicht, nicht immer das gleiche, ein jedes Land hat seine Eigentümlichkeiten und seine besondere Zusammensetzung der allgemeinen Bevölkerung nach Beruf. Zweitens ist die Lage der Textilindustrie selbstverständlich eine sehr verschiedene. Die armen Handweber, wie sie sich noch ringsum in der Welt finden, können nicht mit den in gut ventilierten Fabrikräumen arbeitenden, reichlich gelohnten Textilarbeitern verglichen werden, und die Fabrikarbeiter früherer Zeiten waren schlimmer daran als die der Gegenwart. Da die Baumwollindustrie in Oesterreich eine recht hervortretende Rolle spielt, übt dieser Umstand wie in England einen bedeutenden Einfluss auf das Sterblichkeitsniveau der gesamten Textilindustrie etc. So viel scheint aber festzustehen, dass die Gesundheitspflege im Kampf mit den das Leben gefährdenden Einflüssen der Textilindustrie gute Chancen hat, als Sieger hervor zu gehen.

6. Ich wende mich jetzt zu den Buchdruckern, Buchbindern und der Papierindustrie. Wir finden hier für England und die Jahre 1890—92 die folgenden Zahlen:

Von 1000 Personen starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Buchbinder	9,04	15,36	18,86	41,41
Buchdrucker . . .	9,10	14,40	21,56	43,39
Papierfabrikation . .	5,60	9,33	18,84	44,64

Die Sterblichkeit war hiernach günstiger für die Arbeiter in den Papierfabriken als für die beiden anderen Berufe; namentlich tritt der Unterschied in den jüngeren Jahren hervor. Der Umfang der Beobachtungen erhellt aus nachstehender Uebersicht.

(Tabelle siehe p. 595.)

Für alle drei Berufe ergiebt eine Betrachtung der Alterskombinationen, dass man aller Wahrscheinlichkeit nach ein höheres Sterblichkeitsniveau erhalten würde, wenn die Altersstufen enger gewählt wären; das Niveau für die Papierfabrikation würde sogar bedeutend steigen können; da ausserdem für diese die Anzahl der Beobachtungen recht klein ist, lasse

1) F. Schuler und A. E. Burckhardt, Untersuchungen über die Gesundheitsverhältnisse der Fabrikbevölkerung in der Schweiz. Aarau 1889.

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 beobachtete Todesfälle kamen thatsächliche	Standard-berechnung
	Beobachtung	Erwartung		
Buchbinder	315	293	108	106
Buchdrucker . . .	1818	1647	110	110
Papierfabrikation . .	262	299	88	90

ich sie in der folgenden Uebersicht ausser Betracht, indem ich nur bemerke, dass die Phthisis-Sterblichkeit in dieser Industrie eine mässige zu sein scheint. In den beiden übrigen Berufen verteilen sich die Standardtodesfälle, wie folgt:

	Buchbinder	Buchdrucker
Phthisis	325	326
Krankheiten im Respirationssystem . . .	218	214
„ „ Cirkulationssystem . . .	115	133
„ „ Verdauungssystem . . .	43	65
„ „ Urinarsystem	47	52
Krebs	60	48
Krankheiten im Nervensystem	74	98
Alkoholismus	16	10
Unfall	11	19
Selbstmord	26	17
Andere Ursachen	125	114
Zusammen	1060	1096

Die Uebersterblichkeit würde sich also heben, falls die Phthisis-Sterblichkeit die durchschnittliche wäre. Unter Buchdruckern kam bisweilen Bleivergiftung vor (Plumbism), doch spielt sie bei ihnen eine ganz untergeordnete Rolle.

Die amerikanische Statistik bestätigt die Uebersterblichkeit der Buchbinder und Typographen; ebenso die schwedische und holländische. In der Schweiz ergeben die Beobachtungen betr. die polygraphischen Berufe (worunter Buchbinder) eine Uebersterblichkeit; eine solche fand auch Bertillon für die Pariser Typographen. Sörensen ermittelte für die dänischen Städte ebenfalls eine grosse Sterblichkeit sowohl unter Buchbindern wie unter Buchdruckern, und speziell eine bedeutende Mortalität an Phthisis. Die Todesfälle an Alkoholismus und Selbstmord waren nicht besonders häufig; dasselbe gilt nach den englischen Beobachtungen für die Buchdrucker (für die Buchbinder waren die Beobachtungen nicht zahlreich genug).

Auch bei den österreichischen Krankenkassen herrscht eine hohe Sterblichkeit in den polygraphischen Gewerben wie unter den Buchbindern beiderlei Geschlechts. Man hat also in dieser Beziehung eine vollständige Uebereinstimmung. Was dagegen die Kränklichkeit betrifft, so gehen, wie gewöhnlich, die Beobachtungen auseinander. In Oesterreich lag die Kränklichkeit in den polygraphischen Gewerben und unter den weiblichen Buchbindern über dem normalen Niveau, während sich die der männlichen Buchbinder eher unter dem Durchschnitt hielt; in Italien war dagegen die Kränklichkeit der Typographen recht niedrig, auch nach Ratcliffe hatten die Buchdrucker keine ungünstige Stellung, und in Frankfurt war die Kränklichkeit der Buchdrucker und Lithographen

einigermassen normal. Etwas Aehnliches findet man für die schweizerischen Buchdrucker und Buchbinder, doch hat hier die Altersgruppierung der Krankenkassenmitglieder ziemlich grosse Intervalle und sind deshalb keine ganz sicheren Schlüsse möglich.

7. Betr. die Metallarbeiter verfügt die englische Statistik 1890–92 über die folgenden Zahlen.

Von 1000 Personen in jeder Altersklasse starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Maschinenbau	7,10	12,43	23,78	46,43
Feilen-, Nadel-, Scheerenfabrikation u. s. w.	8,36	18,38	32,93	57,52
Büchsenschmiede	10,20	15,04	26,52	47,27
Schlosser	6,52	12,03	22,22	33,88
Schmiede	5,80	10,81	20,74	39,45
Eisen- und Stahlindustrie u. s. w.	8,81	15,81	28,50	55,30
Andere Metallindustrien	7,43	13,98	24,55	46,02
Sämtliche Metallindustrien	7,52	13,74	25,14	47,41

Der Maschinenbau, mit 5158 Todesfällen, umfasst auch die Kesselschmiede und den Mühlenbau (Engine, Machine, Boiler-Maker, Fitter, Millwright), die nächste Gruppe mit 1793 Todesfällen umfasst mehrere Branchen (Tool, Scissors, File, Saw, Needle Maker), die untereinander recht verschiedene Verhältnisse aufweisen; die Gruppe der Schlosser (Locksmith, Bellhanger, Gasfitter) zählt nur 575 Todesfälle, dagegen die der Schmiede (Blacksmith, Whitesmith) 4097 Todesfälle. Die Eisen- und Stahlindustrie (Nail, Anchor, Chain and other Iron and Steel Manufactures) verfügt über 7734 Todesfälle und die übrigen Metallindustrieen (Copper, Tin, Zink, Lead, Brass u. s. w.) über 3362. Für einige der hier behandelten Berufe können also die Koefficienten als recht zuverlässig gelten.

Wie man sieht, haben einige der betreffenden Berufe eine recht hohe Sterblichkeit, so die Feilen- und Nadelindustrie, im Gegensatz zu den Schmieden und den Schlossern, die recht günstig dastehn. Dasselbe erhellt aus nachstehender Uebersicht.

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen beobachtete	Standardberechnung
	Beobachtung	Erwartung		
Maschinenbau	5158	4907	105	107
Feilen-, Nadel-, Scheerenfabrikation	1793	1269	141	141
Büchsenschmiede	370	301	123	123
Schlosser	575	619	93	92,5
Schmiede	4097	4470	92	91
Eisen- und Stahlindustrie	7734	6011	129	130
Andere Metallindustrien	3362	3069	110	111
Sämtliche Metallindustrien	23089	20646	112	113

Die beiden Prozentreihen stimmen also ganz gut überein. Das Bild würde wahrscheinlich für den Maschinenbau, teilweise auch für die

übrigen Berufe sich etwas trüben, wenn die Altersteilung weiterginge, doch würde sich die Reihenfolge kaum wesentlich ändern.

Um nun diese ausserordentlichen Verschiedenheiten zu verstehen, betrachte man die folgende Tafel, in welcher die Standardtodesfälle nach Todesursachen verteilt sind:

	Phthisis	Krankh. im Respirations-system	Krankh. im Cirkulations-system	Krankh. im Verdauungs-system	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Maschinenbau	195	270	148	64	51	47	102	10	54	9	120	1070
Feilen-, Nadel-, Scheerenfabrikation	336	421	153	67	62	58	109	12	36	24	134	1412
Büchsenschmiede	324	325	153	63	8	57	105	29	20	15	129	1228
Schlosser	223	205	104	45	50	45	108	9	30	9	97	925
Schmiede	159	233	136	54	40	45	85	10	33	13	106	914
Eisen- und Stahlindustrie . . .	195	450	162	60	47	46	113	12	53	14	149	1301
Andere Metallindustrien . . .	238	281	137	62	54	49	101	10	34	16	129	1111
Sämtliche Metallindustrien . .	206	326	147	60	48	47	102	11	44	13	124	1128

Während sieh bei mehreren Krankheiten keine wesentlichen Differenzen finden, namentlich wenn man den mittleren Fehler mit in Rechnung zieht, bestehn wie gewöhnlich ausserordentlich grosse Verschiedenheiten in Rücksicht auf Phthisis und Krankheiten der Respirationsorgane; sieht man von diesen Krankheitsgruppen ab, so tritt für die übrigen zusammen sofort eine bedeutende Ausgleichung ein. In der Feilen- und Nadelfabrikation kommt Bleivergiftung (Plumbism) verhältnismässig häufig vor; dasselbe gilt für die Metallindustrien (bei Ausschluss der Eisenindustrie), und zwar namentlich, wie wir gleich sehen werden, für die Bleiarbeiter selbst. Sieht man von den Büchsenschmieden (mit verhältnismässig wenigen Beobachtungen) ab, so zeigen sich in Bezug auf Alkoholismus keine auffallenden Verschiedenheiten. Grösser sind die Abweichungen betr. Unglücksfälle.

In der Feilen-, Nadel- und Scheerenproduktion sind zwei Hauptgruppen die der Feilenhauer (File Maker) und der Messerschmiede u. dgl. (Cutler, Scissors Maker). Unter diesen ist die Sterblichkeit auffallend gross. Bei den Messerschmieden kommen 833 beobachtete auf 546 erwartete Todesfälle, also auf 100 erwartete 153 beobachtete (Standardberechnung 152); in der Feilenproduktion sind die entsprechenden Zahlen 424 und 233, also auf 100 182 (Standardberechnung 181); allerdings ist der mittlere Fehler verhältnismässig bedeutend. Für die übrigen Berufe der Gruppe entspricht die Sterblichkeit etwa derjenigen beim Maschinenbau. Unter 181,0 Todesfällen nach der Standardberechnung kamen bei den Feilenhauern nicht weniger als 7,5 auf Plumbism, 40,2 auf Phthisis, 42,3 auf Krankheiten in den Respirationsorganen. Aber ausserdem litten die Feilenhauer sehr häufig an der Bright'schen Krankheit und an Nervenkrankheiten. Auch in der Messer- und Scheerenfabrikation war die Phthisis-Sterblichkeit sehr gross (38,2 unter 151,6), ebenso an Krankheiten im Cirkulationssystem (51,8).

Nicht ohne Interesse ist endlich folgende Uebersicht:

(Tabelle siehe p. 598.)

Auffallend ist die hohe Sterblichkeit in der übrigens nicht zahlreichen Gruppe der Bleiarbeiter. Wie unter Feilenhauern, sind bei

	Todesfälle		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen beobachtete	Standardberechnung
	nach Beobachtung	nach Erwartung		
Kupferindustrie	340	248	137	138
Zinnindustrie	881	904	97	99
Zinkindustrie	106	90	118	120
Bleiindustrie	128	71	180	178
Messing- und Bronzeindustrie	861	797	108	109

ihnen die Todesfälle an Plumbism verhältnismässig sehr häufig, ebenso die Krankheiten im Nervensystem. Beim Maschinenbau ist der Beruf der Kesselschmiede nach den Beobachtungen etwas günstiger gestellt, als die übrigen Professionen in dieser Industrie; man hat 101 bezw. 109 Standardtodesfälle auf Grundlage von 1036 bezw. 4122 Beobachtungen. Uebrigens ist diese Differenz bei Berücksichtigung des mittleren Fehlers nicht absolut beweisend, und auch die Verteilung nach Todesursachen bietet wenig Bemerkenswertes.

Die Sterblichkeit der deutschen Schleifer und anderen Eisenarbeiter (wie Feilenhauer, Häftleinmacher etc.) wurde namentlich von Oldendorff in seiner Untersuchung betr. die Eisen- und Stahlindustrie in Solingen und Umgebung behandelt[1]). Es ging aus seinen Beobachtungen hervor, dass die Schleifer eine viel höhere Sterblichkeit hatten, als die übrigen Eisenarbeiter, die wiederum der allgemeinen männlichen Bevölkerung nachstanden. Diese grossen Verschiedenheiten liessen sich namentlich auf die Lungenschwindsucht zurückführen.

Wie die englischen hatten auch die nordamerikanischen Schmiede (Blacksmiths) einen recht guten Gesundheitszustand; dasselbe galt für die Eisen- und Stahlwerke (Iron and Steel Works). Damit stimmen auch die Pariser Beobachtungen betr. forgerons überein, nicht so allerdings diejenigen für serruriers, deren Sterblichkeit einigermassen normal war. Einigermassen normal waren die Gesundheitsverhältnisse der Schmiede in Schweden und Holland, während übrigens die Metallindustrie in Schweden eine recht grosse Sterblichkeit aufwies. Weniger gut in gesundheitlicher Beziehung war die Lage der Hammer-, Huf- und Zeugschmiede in der Schweiz, während diejenige der Maschinen- und Mühlenbauer eine bessere war. Für den Maschinenbau und die Eisenhütten wie für die Schmiede fand Sörensen etwa dieselben Ergebnisse, wie die englischen. Da die Berufsteilung in diesen einzelnen Erhebungen nicht übereinstimmt, sind Vergleiche immerhin problematisch; jedenfalls scheinen aber die Hauptzüge der englischen Statistik durch die anderen Quellen nicht entkräftet zu werden. — Mit bedeutender Sterblichkeit, jedenfalls in den jüngeren Jahren, treten die österreichischen Gold- und Silberarbeiter u. dgl. auf.

Die österreichische Statistik hat, wie die englische, für alle Metallindustrien zusammen: Eisen- und Metallarbeiter (Professionisten), Metall- und Eisenwarenfabriken, Hüttenwerke (mit Hammer- und Walzwerken u. s. w.), eine recht bedeutende Sterblichkeit, die sich in jeder dieser drei Gruppen wiederholt. Dagegen ist die Kränklichkeit der Professionisten

1) Der Einfluss der Beschäftigung auf die Lebensdauer des Menschen, 2. Heft. Berlin 1878.

einigermassen normal, die der anderen recht gross. Die Frankfurter Statistik zeigt eine recht hohe Kränklichkeit für Schlosser, Schmiede, Wagner und andere Metallarbeiter zusammen; etwas Aehnliches gilt für die italienischen Krankenkassen, die dagegen für Uhrmacher, Goldschmiede, Juweliere u. dgl. eine niedrige Kränklichkeit hatten. Für Schmiede (Blacksmiths) fand Ratcliffe ungefähr die durchschnittliche Kränklichkeit. Die schweizerischen Krankenkassenerfahrungen zeugen von einer bedeutenden Kränklichkeit in den Giessereien und mechanischen Werkstätten.

8. Die englische Statistik fasst in eine Gruppe zusammen die Instrumentenmacher, Uhrmacher und ähnliche Berufe (Watch, Clock, Philosophical Instrument Maker, Jeweller etc.) Die Sterblichkeit entspricht etwa dem Durchschnitt, für die Uhrmacher allein bleibt sie vielleicht unter dem Durchschnitt. In der ganzen Gruppe war die Anzahl der beobachteten Sterbefälle 1782 gegenüber 1833 nach Erwartung, d. h. 97 Proz. (Standardberechnung 98 Proz.); greift man die Uhrmacher heraus, so ergeben sich 705 beobachtete Fälle gegen 754 erwartete (93,5 Proz., nach Standardberechnung 93,6). Der mittlere Fehler ist verhältnismässig gross, es verdient jedoch hervorgehoben zu werden, dass die Uhrmacher auch nach den älteren englischen Beobachtungen eine recht günstige Stellung einnahmen. Nach Todesursachen verteilen sich die Sterbefälle wie folgt:

	Die ganze Gruppe	Uhrmacher allein
Phthisis	240	234
Krankheiten im Respirationssystem	206	193
„ „ Cirkulationssystem	105	94
„ „ Verdauungssystem	66	66
„ „ Urinarsystem	49	45
Krebs	43	47
Krankheiten im Nervensystem	94	95
Alkoholismus	9	11
Unfall	29	12
Selbstmord	25	29
Andere Ursachen	111	110
Zusammen	977	936

Diese Verteilung zeigt wenig Auffälliges. Nur ist die Selbstmordfrequenz verhältnismässig recht gross, dagegen die Unfallhäufigkeit klein, namentlich unter Uhrmachern.

Das hier gefundene steht in einem gewissen Gegensatz zu den Angaben der schweizerischen Statistik, die für die Uhrfabrikation eine bedeutende Uebersterblichkeit aufweist. Die Erklärung dürfte darin zu suchen sein, dass in der Schweiz die Uhrmacherei eben eine Nationalindustrie ist mit allen den hygienischen Missständen, die so häufig einen in grösserem Umfang ausgeübten Beruf begleiten; in der berufsthätigen Bevölkerung Englands nimmt diese Profession nur eine bescheidene Stellung ein, und viele der sogenannten Uhrmacher sind hier wahrscheinlich ganz oder teilweise nur Uhrenverkäufer.

9. Nach der englischen Statistik hatten die Arbeiter in den chemischen Fabriken und dgl. (Manufacturing Chemists) eine bedeutende Sterblichkeit. Auf 652 erwartete Sterbefälle kamen 893 beobachtete (137 Proz. der erwarteten, nach Standardberechnung 139). Die Abweichung ist vielmal grösser als der mittlere Fehler.

Die Phthisis-Sterblichkeit nahm eine recht bescheidene Stellung ein (162 unter 1392 Standardtodesfällen), wogegen die Krankheiten im Respirationssystem sehr in den Vordergrund traten (502); auch die Unglücksfälle waren verhältnismässig häufig (98). Diese Erfahrungen stimmen mit den übrigens wenig umfangreichen schwedischen überein, nicht aber mit den schweizerischen. Auch in der chemischen Industrie Oesterreichs scheint die Sterblichkeit keineswegs auffallend gross zu sein, ebenso nicht unter den Arbeiterinnen der österreichischen Zündholzfabriken; dagegen war das Kränklichkeits-Niveau bei letzteren ein recht hohes, was teilweise auch für die chemische Industrie gilt. Im ganzen waren aber doch die Beobachtungen wenig umfangreich und daher nicht besonders beweiskräftig. Eine bedeutende Sterblichkeit hatten auch die schwedischen Färber, Bleicher und dgl.

10. Mit anorganischen Stoffen haben auch die Töpfer, Glasbläser und ähnliche Berufe zu thun, die in der Regel eine bedeutende Sterblichkeit haben. Auch nach der englischen Statistik ist dies der Fall, doch sind nach ihr die Ziegelbrenner u. dgl. (Brick, Tile-Maker, Burner) verhältnismässig günstig daran.

Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Töpfer u. dgl. (Potter, Earthenware Manufacture)	8,19	19,58	42,97	75,13
Glasindustrie	11,32	17,88	32,14	60,79
Ziegelbrennerei u. dgl.	4,92	8,02	15,98	34,15

Möglicherweise ist aber die Statistik betreffend die Ziegelbrennerei weniger klar, da der Uebergang in diese Beschäftigung verhältnismässig leicht ist. Die übrigen Berufsgruppen zeigen eine sehr grosse Sterblichkeit. In der Topfwarenindustrie hat man 843 erwartete gegen 1396 beobachtete Sterbefälle (166 Proz., nach Standardberechnung 171), in der Glasindustrie 535 bezw. 788 (147 Proz. bezw. 149), in der Ziegelbrennerei endlich 1166 bezw. 861 (74 Proz. nach beiden Berechnungsmethoden). Die Altersverteilung in der Topfwaren- und Glasindustrie ist derart, dass eine genauere Berücksichtigung der Altersklassen wahrscheinlich das Bild noch etwas ungünstiger gestalten würde.

Nach Todesursachen verteilen sich die Standardtodesfälle folgendermassen:

	Töpferei u. dgl.	Glasindustrie	Ziegelbrennerei
Phthisis	333	295	84
Krankheiten im Respirationssystem	668	445	201
„ „ Cirkulationssystem	227	157	105
„ „ Verdauungssystem	66	67	44
„ „ Urinarsystem	63	63	32
Krebs	35	54	45
Krankheiten im Nervensystem	123	155	79
Alkoholismus	9	24	8
Unglücksfall	20	59	37
Selbstmord	16	17	11
Andere Ursachen	146	151	95
Zusammen	1706	1487	741

Unter den „anderen Ursachen" ist bei den Töpfern und Glasarbeitern Bleivergiftung stark vertreten. Die Unterschiede mit Rücksicht auf

Phthisis und Krankheiten im Respirationssytem sind ausserordentlich gross. An diesen Krankheiten starben unter Töpfern 1001, unter Glasbläsern u. dgl. 740 und unter Ziegelbrennern nur 285 (in der allgemeinen Bevölkerung 416). Hierdurch wird also zum guten Teil die Ueber- bezw. die Untersterblichkeit erklärt.

In der statistischen Litteratur finden sich verschiedene Kontrollzahlen zu diesen Ergebnissen. So bestätigt die holländische Statistik die niedrige Sterblichkeit der Ziegelbrenner, die hohe der Steinhauer (im letzteren Berufe eine dreimal so grosse Phthisis-Sterblichkeit wie sonst). Auch die schwedischen Porzellanarbeiter haben eine hohe Sterblichkeit, die Arbeiter in der Ziegelbrennerei und in den Kachelofenfabriken aber ebenso. Die amerikanischen Steinhauer (Marble and Stone Cutters) zeigen eine hohe Sterblichkeit mit vielen Phthisis-Todesfällen; auch die Sterblichkeit der Pariser Steinhauer ist gross. In der Schweiz haben die Steinmetzen und Bildhauer eine hohe Mortalität.

Die Ziegel-, die Kalk- und Cementproduktion Oesterreichs scheinen mit verhältnismässig guten Gesundheitszuständen verbunden zu sein; die Kränklichkeit sowohl der weiblichen wie der männlichen Arbeiter war eine mässige; allerdings lag die Sterblichkeit der männlichen Arbeiter etwas über dem normalen Niveau, doch war der mittlere Fehler verhältnismässig gross und die Zahlen deshalb nicht sehr beweiskräftig. Die Zahlen betr. die Thon- und Porzellanwarenfabriken deuten für jedes Geschlecht auf schlechte Gesundheitsverhältnisse hin sowohl in Bezug auf Sterblichkeit wie Morbilität, und die (männlichen) Arbeiter der Glasfabriken hatten ebenfalls eine grosse Sterblichkeit, aber eine mässige Kränklichkeit.

Die italienischen Steinhauer u. dgl. hatten nach dem 45. Jahre eine recht grosse Kränklichkeit; bei den englischen Töpfern war nach Ratcliffe in allen Lebensaltern die Kränklichkeit hoch, besonders im vorgerückteren Alter; auch Neison jun. konstatierte für sie eine grosse Kränklichkeit.

Im grossen Ganzen deuten diese Zahlen auf erhebliche hygienische Uebelstände in mehreren der erwähnten Professionen, die Folgen von Staubinhalation, unbequemer Körperstellung bei der Arbeit, grosser Hitze u. dgl. Die Widersprüche der Belegziffern im einzelnen dürften meist von der verschiedenen Gruppierung der Beobachtungen herrühren.

Die holländische Statistik enthält einige sehr interessante Beobachtungen über Diamantschleifer u. dgl.

Von 1000 in jeder Altersklasse starben jährlich:

Alter (Jahre)	Diamantschleifer	Allgemeine Bevölkerung
18—24	8	6,6
25—35	13	7,0
36—50	13	10,5

Die absoluten Zahlen der Todesfälle in den drei Altersgruppen waren übrigens 95 bezw. 119 und 45. Die Sterblichkeit ist also sehr gross und würde sich wahrscheinlich noch grösser darstellen, wenn eine etwas engere Alterseinteilung zur Verfügung stände. Die Lungenschwindsucht scheint verhältnismässig sehr häufig aufzutreten.

11. Im Bauhandwerk und verwandten Berufen sind nach den englischen Beobachtungen die Verhältnisse im Durchschnitt recht günstig, jedoch mit einigen stark hervortretenden Ausnahmen. Die englische Statistik fasst hier die folgenden Berufe zusammen: Maurer u. dgl.

(Bricklayer, Mason, Builder), Zimmerleute (Carpenter, Joiner), Dachdecker (Slater, Tiler), Tapezierer, Gipser u. dgl. (Paperhanger, Plasterer, Whitewasher), Bleigiesser, Maler und Glaser (Plumber, Painter, Glazier), Tischler (Cabinetmaker) und Säger (Sawyers).

Ich setze zunächst die Sterblichkeitskoefficienten hierher.

Von 1000 Personen jeder Altersklasse starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Maurer	6,55	13,45	22,04	40,23
Zimmerleute	5,78	9,36	17,19	32,15
Dachdecker	11,01	17,17	27,53	50,28
Tapezierer u. s. w.	6,93	13,77	22,17	48,57
Maler u. s. w.	7,04	14,79	25,13	45,58
Tischler	6,94	13,08	21,11	38,72
Säger	4,84	9,54	15,44	35,32
Zusammen	6,51	12,54	20,97	38,67

Die Dachdecker und die Maler stehen nach diesen Zahlen an unterster Stelle, wogegen die mit Holz beschäftigten Berufe sich besserer Gesundheitsverhältnisse erfreuen. Dasselbe geht aus nachstehender Uebersicht hervor:

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 berechnete Todesfälle kamen thatsächliche	Standardberechnung
	Erfahrung	Berechnung		
Maurer	9293	9263	100	100
Zimmerleute	6000	7670	77	78
Dachdecker	316	239	132	132
Tapezierer u. s. w.	1133	1054	107	109
Maler u. s. w.	5759	5183	111	112
Tischler	2340	2393	98	98
Säger	661	845	78	77
Zusammen	25502	26647	96	96

Der Altersaufbau ist nicht so verschieden von dem der allgemeinen Bevölkerung, dass man durch genauere Altersberechnung eine wesentlich andere Vorstellung von der Sterblichkeit erhalten würde. Das Bild würde sich für Dachdecker und Maler wahrscheinlich ein wenig ungünstiger gestalten, für die Säger etwas günstiger, der Abstand zwischen der Maximal- und Minimalgrenze sich also vergrössern. Der mittlere Fehler ist für die Dachdecker und Säger verhältnismässig gross, aber jedenfalls ist die Ueber- bezw. Untersterblichkeit in diesen Berufen bedeutend.

Die Anteile der einzelnen Krankheitsgruppen an der Standardsterblichkeit sind aus der nachstehenden Uebersicht zu ersehen.

(Tabelle siehe p. 603.)

Wenn die Dachdecker eine so hohe Sterblichkeit haben, so rührt dies zum guten Teil her aus der grossen Häufigkeit von Unfällen, Phthisis und Krankheiten im Respirationssystem. Die Bleigiesser, Maler

	Phthisis	Krankh. im Respirations-system	Krankh. im Cirkulations-system	Krankh. im Verdauungs-system	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unglücksfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Maurer	225	251	130	45	37	45	83	10	54	10	111	1001
Zimmerleute	172	154	106	45	34	44	71	8	39	12	98	783
Dachdecker	255	315	179	45	82	63	80	16	133	15	139	1322
Tapezierer u. s. w.	193	271	135	59	53	62	101	15	62	20	116	1087
Maler u. s. w.	217	224	142	53	84	53	131	13	52	16	135	1120
Tischler	248	217	135	45	43	44	90	14	23	15	105	979
Säger	123	154	124	43	33	58	77	11	35	13	97	768
Zusammen	206	213	126	47	46	47	90	11	47	13	111	957

und Glaser zeigen eine grosse Häufigkeit der Krankheiten im Nervensystem. Es sind in diesen Berufen, wie bei den Arbeitern der Bleiminen, Todesfälle an der Bright'schen Krankheit recht häufig, ebenso an Bleivergiftung. Die Zimmerleute und Säger zeichnen sich durch eine verhältnismässig niedrige Sterblichkeit an Phthisis und Krankheiten im Respirationssystem aus; weniger gilt dies für die Tischler, deren Gesamtsterblichkeit daher auch grösser ist.

Die nordamerikanischen Erhebungen stimmen nicht übel mit den eben besprochenen überein, die Maurer und Tischler stehen etwa in der Mitte, die Maler u. dgl. haben eine Uebersterblichkeit, die Zimmerleute stehn etwas unter dem Durchschnitt. In Holland scheinen jedenfalls die Maler erheblich mehr dem Tode ausgesetzt zu sein, als die Maurer und Zimmerleute. Nach Bertillon kamen die Maurer etwas, aber wenig, über dem Durchschnitt zu stehen, während die Maler eine grosse Sterblichkeit hatten. Weniger deutlich reden die Erhebungen der Schweiz und Schwedens. Freilich stimmen die schwedischen Beobachtungen mit den englischen darin überein, dass die Säger u. dgl. eine geringe Sterblichkeit hatten; auch folgen dann die Zimmerleute und die Tischler, ferner sprechen die schwedischen Zahlen für eine hohe Sterblichkeit der Maler, aber auch die Maurer haben sowohl in Schweden wie in der Schweiz eine Uebersterblichkeit. Auch die dänischen Beobachtungen sind nicht ganz durchsichtig. Vielleicht lässt sich dies teilweise auf eine verschiedenen Alkoholismus-Sterblichkeit zurückführen. — Nach den österreichischen Krankenkassenbeobachtungen haben die Bauarbeiter zusammen etwa durchschnittliche Gesundheitsverhältnisse, wie die folgenden Zahlen erweisen:

(Tabelle siehe p. 604.)

Was die Maler betrifft, so laufen die meisten Beobachtungen darauf hinaus, dass die Kränklichkeit trotz der grossen Sterblichkeit etwa die durchschnittliche oder eine noch niedrigere ist. So fand Neison jun. ein recht niedriges Niveau, Finlaison und Ratcliffe konstatierten etwa die durchschnittliche Kränklichkeit, ebenso die Frankfurter Statistik; dagegen hatten die italienischen Maler, Färber und Photographen eine recht grosse Kränklichkeit, nicht viel weniger die italienischen Maurer, während die Kränklichkeit der Frankfurter Maurer recht nahe dem Durchschnitt kam, vielleicht jedoch mit einer Tendenz nach oben. Dagegen war die Kränklichkeit der englischen Maurer nach Ratcliffe etwa normal, nach Neison

Alter (Jahre)	Anzahl der beobachteten Personen	Jährliche Anzahl von Krankentagen pro Mitglied	Von 100 Mitgliedern starben jährlich
16—20	10084	7,0	5,2
21—25	15854	6,0	5,6
26—30	15830	6,2	5,5
31—35	13029	7,0	7,3
36—40	10406	7,9	10,4
41—45	9363	9,0	13,6
46—50	8180	9,2	16,0
51—55	6266	10,9	17,9
56—60	3757	12,4	25,8

jun. sogar niedrig, wiederum ein Beleg für das Unsichere der Kränklichkeitsbeobachtungen.

12. Mit mehreren der zum Bauwesen gehörigen Professionen sind andere in der englischen Statistik behandelte Berufe verwandt. So die Drechsler, Fassbinder etc. (Wood Turner, Cooper), die Wagner (Coach, Carriage Makers), die Radmacher (Wheelwrights) und die Schiffsbauer (Shipwright). Ich gebe für sie die wichtigsten Ergebnisse aus 1890—92 wieder.

Von 1000 jeder Altersklasse starben jährlich:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Drechsler u. s. w.	8,00	13,91	25,49	40,48
Wagner	6,55	11,83	23,04	46,70
Radmacher . . .	4,52	9,03	19,77	31,86
Schiffsbauer . .	5,14	9,54	16,19	27,82

Der Ueberblick wird durch nachstehende Tafel erleichtert:

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen berechnete	Standard-berechnung
	Beobachtung	Erwartung		
Drechsler u. s. w. .	1062	970	109	109
Wagner	1159	1135	102	104
Radmacher . . .	727	928	78	78
Schiffsbauer . . .	1471	2030	72	71

Ein wenig ungünstiger würde wohl die Stellung der Wagner bei engerer Altersteilung erscheinen; es ist aber bei ihnen der mittlere Fehler so gross, dass sich ihr Sterblichkeitsniveau nur mit geringer Sicherheit bestimmen lässt. Dass die Radmacher und Schiffsbauer eine Untersterblichkeit haben, scheint sich dagegen aus den Zahlen schliessen zu lassen, ebenso dass die Sterblichkeit der Drechsler kaum unter dem Durchschnitt liegen dürfte.

In betreff der Todesursachen gilt folgendes:

	Phthisis	Krankh. im Respirations-system	Krankh. im Cirkulations-system	Krankh. im Verdauungs-system	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unglücksfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Drechsler u. s. w. .	250	276	137	50	36	42	109	18	36	12	122	1088
Wagner	189	250	134	53	68	50	105	9	44	12	126	1040
Radmacher	134	172	103	53	30	34	96	9	27	10	110	778
Schiffsbauer . . .	119	163	99	36	28	38	79	9	63	5	74	713

Die Sterblichkeit der Drechsler an Phthisis und Krankheiten im Respirationssystem ist also verhältnismässig hoch, bei Schiffsbauern und Radmachern dagegen mässig.

Die schweizerischen Küfer und Kübler haben eine Uebersterblichkeit, auch nach nordamerikanischen Beobachtungen sind die Gesundheitsverhältnisse der Böttcher (Coopers) nicht gut. Aehnliches fand Neison jun., wogegen nach ihm die Säger und Schiffszimmerer (wie nach der officiellen Statistik) günstig gestellt waren. In dieser Verbindung kann angeführt werden, dass die östereichischen Professionisten, die mit Holzwarenerzeugung beschäftigt sind, eine Uebersterblichkeit haben. Dagegen haben die im Grossbetrieb, in Fabriken für Holzverarbeitung und Holzwaren beschäftigten Arbeiter etwa die Normalsterblichkeit, was auch für Arbeiterinnen gelten dürfte. Im ganzen lässt sich wohl behaupten, dass die mit Holz beschäftigten Personen allerdings bedeutende Abweichungen in den Sterblichkeitsverhältnissen aufweisen, dass aber doch die Gesamtwirkung der massgebenden Ursachen auf alle Berufe zusammen die Sterblichkeit nicht besonders weit vom Durchschnitt entfernt. Schädigende Einflüsse, wie sie sich bei den Töpfern und Steinmetzen oder bei den Typographen geltend machen, kommen hier nicht zum Vorschein. Auch wenn man alle von Ratcliffe behandelten Gewerbe, soweit sie mit Holzbearbeitung zu thun haben, zusammenfast, gelangt man zu einer Durchschnittssterblichkeit.

Die Uebereinstimmung hört aber wieder auf, wenn man zur Krankheitsstatistik übergeht. Nach Neison jun. hatten eben die Holzsäger und Schiffszimmerer eine hohe Kränklichkeit, die Küfer eine geringe. Von der niedrigen Sterblichkeit hätte man also nicht auf eine niedrige Kränklichkeit schliessen dürfen, und umgekehrt. Dagegen fand Ratcliffe für die Küfer eine recht hohe Kränklichkeit. Im ganzen hatten jedoch nach ihm alle mit Holz beschäftigten Arbeiter zusammen etwa die durchschnittliche Kränklichkeit. Dasselbe ergab eine Untersuchung der Kopenhagener Krankenkassen. Auch die drei oben erwähnten Gruppen der österreichischen Krankenkassenmitglieder hatten etwa normale Kränklichkeitsverhältnisse. Etwas über den Durchschnitt kamen jedoch die Frankfurter Schreiner zu stehn, und auch die italienischen Tischler, Zimmerleute und Wagner (in einer Gruppe) scheinen ein Kränklichkeitsniveau über dem Durchschnitt zu haben. Auffallende Kränklichkeitsziffern treten aber in diesen Berufen nicht zu Tage.

13. Es bleiben nun noch einige Berufe übrig, welche die englische Statistik von 1890—92 behandelt, und die hier zu berücksichtigen sind. Die Schornsteinfeger u. dgl. (Chimney Sweep, Soot Merchant) weisen

eine bedeutende Sterblichkeit auf. Auf 286 erwartungsmässige Todesfälle kamen 378 beobachtete (132 Proz., nach Standardberechnung 131). Aehnlich waren die Ergebnisse bei älteren Erhebungen. Wie so häufig bei grosser Sterblichkeit, ist auch der Alkoholismus stark vertreten (5,9 Todesfälle unter 131,1 der Standardberechnung); ganz besonders macht sich aber Krebs geltend (15,6 gegenüber 4,7 in der allgemeinen Bevölkerung). Ferner bleiben die Kohlenarbeiter (Coal Heaver), die in Gaswerken (Gasworks Service), die bei Eisenbahn- und Wegebau etc. Beschäftigten (Railway Platelayer, Railway, Road, Clay, Sand etc. Labourer) und endlich die allgemeinen Arbeiter anzuführen. Wir haben für diese folgende Zahlen:

In jeder Altersklasse starben jährlich von 1000:

	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Kohlenarbeiter	12,43	19,96	29,26	62,61
Gaswerksarbeiter	7,22	10,98	23,70	50,21
Arbeiter im Eisenbahnbau u. s. w.	8,33	13,04	22,76	41,70
Tagearbeiter	9,64	16,85	27,70	42,43
do. in London	10,90	19,49	31,91	50,07
do. in Industriebezirken	11,05	21,39	35,16	51,97

Im ganzen haben diese Arbeiter also eine recht bedeutende Sterblichkeit, namentlich die Kohlenarbeiter. Dies erhellt auch aus den nachstehenden Angaben:

	Anzahl der Todesfälle nach		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen beobachtete	Standardberechnung
	Beobachtung	Erwartung		
Kohlenarbeiter	949	624	152	153
Gaswerksarbeiter	1191	1142	104	108
Arbeiter im Eisenbahnbau u. s. w.	4111	3894	106	105.5
Tagearbeiter	20634	16902	122	122
do. in London	3819	2684	142	141
do. in Industriebezirken	5950	3931	151	151

Bei genauerer Berücksichtigung des Alters würde die Lage der Kohlen- und Gaswerksarbeiter wahrscheinlich ein wenig schlimmer erscheinen, die der Eisenbahnarbeiter vielleicht unbedeutend besser. Nach der Standardberechnung ergiebt sich für die berufsthätige männliche Bevölkerung Englands ein Niveau gleich 95, für die Londons 115 und für die der Industriebezirke 125, also bei den letzten beiden 20 bezw. 30 mehr. Dies entspricht ganz gut den drei Niveaus für allgemeine Arbeiter, die also überall eine bedeutend grössere Sterblichkeit haben, als zu erwarten ist, und zwar geht die Wirklichkeit überall etwa gleich viel über die Erwartung hinaus.

Endlich lassen sich in üblicher Weise die Todesursachen in Betracht ziehen:

(Tabelle siehe p. 607).

Sowohl die Kohlen- wie die Eisenbahnbauarbeiter haben also eine grosse Unfallhäufigkeit, welche die Uebersterblichkeit der letzteren mehr

	Phthisis	Krankh. im Respirations-system	Krankh. im Cirkulations-system	Krankh. im Verdauungs-system	Krankh. im Urinarsystem	Krebs	Krankh. im Nervensystem	Alkoholismus	Unglücksfall	Selbstmord	Andere Ursachen	Zusammen
Kohlenarbeiter	215	472	221	78	50	56	98	29	144	7	158	1528
Gaswerksarbeiter	183	338	158	43	42	59	76	7	48	11	112	1077
Arbeiter im Eisenbahnbau u. s. w.	129	315	137	46	29	47	71	10	141	10	120	1055
Tagearbeiter	253	337	159	52	49	48	95	14	73	13	128	1221
do. in London	384	417	156	50	71	58	89	12	55	7	114	1413
do. in Industriegebieten . . .	313	519	173	55	54	50	102	24	66	12	141	1509

als erklärt. Ferner sind die Krankheiten in den Respirationsorganen sehr häufig bei den Coal Heavers, die auch eine hohe Alkoholsterblichkeit haben.

Nach Sörensen's Untersuchungen war sowohl in Kopenhagen wie in den dänischen Provinzialstädten die Sterblichkeit der Tagelöhner eine hohe. Alkoholsterbefälle ebenso wie Selbstmord traten verhältnismässig häufig auf. Was die Kränklichkeit betrifft, so ist dieselbe nach der Frankfurter Statistik für Tagelöhner und Fabrikarbeiter, männliche wie weibliche, eine recht grosse. Die Lebensweise, die häufige Arbeitslosigkeit und überhaupt die ungünstigeren Lohnverhältnisse dürften diese Erscheinungen besser erklären als die Einwirkungen des Berufs im eigentlichen Sinne.

14. Wenn wir nun versuchen wollen, das oben Dargestellte unter gewissen Hauptgesichtspunkten zu verstehen, so lässt sich zunächst fragen, welchen Einfluss die Lohnverhältnisse und die anderen wirtschaftlichen Momente üben. Es ist schon nachgewiesen worden, dass die Wohlstandsverhältnisse eine erhebliche Rolle spielen, und dies dürfte auch für das berufsthätige Alter gelten, selbst wenn hier die Einflüsse der Profession weit überwiegen. Einen eigentümlichen Beweis für das Bestehen derartiger Wirkungen hat Bleicher in seiner häufig citierten Untersuchung betreffend die Frankfurter Krankenkassen geliefert. Er hat das Material in Vollmitglieder und Nichtvollmitglieder zerlegt. Zu ersteren gehören solche Mitglieder, die der Kasse während des ganzen Beobachtungsjahres ununterbrochen angehört haben, zur zweiten alle diejenigen, bei welchen die Mitgliedschaft durch Austritt aus der Kasse unterbrochen oder aufgehoben wurde, oder welche erst im Laufe des Beobachtungsjahres eingetreten waren. Die Tragweite dieser Teilung ist schon daraus ersichtlich, dass in den beiden untersuchten Krankenkassen zusammen die Anzahl der Mitgliedstage der Nichtvollmitglieder hinter derjenigen der Vollmitglieder nicht wesentlich zurückblieb. Die folgende Uebersicht enthält die Kränklichkeitsziffern für die beiden Gruppen.

(Tabelle siehe p. 608.)

Trotz einiger Sprünge infolge der Begrenztheit des Materials erkennt man einen erheblichen Unterschied zu Gunsten der Vollmitglieder; die stabileren Elemente der arbeitenden Bevölkerung sind offenbar in gesundheitlicher Beziehung viel besser daran als die labilen Elemente, welche kommen und gehen. Es ist daher nicht bedeutungslos, ob die sesshafteren Elemente in einer Profession relativ häufig sind, wie dies z. B. in Frankfurt für die Buchdrucker und Lithographen oder für die Brauer

Durchnittliche Zahl von Krankheitstagen im Laufe des Jahres auf ein

Alter (Jahre)	Voll-mitglied	Nichtvoll-mitglied	Mitglied überhaupt	Voll-mitglied	Nichtvoll-mitglied	Mitglied überhaupt
	Männer:			Frauen:		
16—20	5,5	6,6	6,2	6,9	8,4	7,7
21—25	4,4	7,7	6,2	6,6	11,3	8,8
26—30	5,1	10,6	7,3	7,7	14,2	10,6
31—35	6,9	12,0	8,8	8,8	16,1	11,3
36—40	8,0	15,0	10,6	13,5	21,9	16,4
41—45	9,9	19,0	12,8	9,1	13,5	10,6
46—50	10,2	21,9	14,2	9,9	23,4	13,1
51—55	12,0	27,0	16,8	11,7	28,5	15,7
56—60	15,3	35,8	21,5	15,0	50,0	21,5

galt, während die Maurer, die Maler, die Bäcker, die Kellner und Kellnerinnen verhältnismässig viele Nichtvollmitglieder unter sich zählten.

15. Von Wichtigkeit für die Beurteilung der Berufssterblichkeit ist nun auch die körperliche Entwickelung beim Eintritt in den Beruf. Die Bedeutung der anthropometrischen Untersuchungen für die Bestimmung der Gesundheitsverhältnisse der Bevölkerung wurde schon oben p. 242 berührt. Untersuchungen von Stieda, Galton, Erismann, Geissler, Ulitzsch und vielen anderen Forschern haben die ausserordentliche Fruchtbarkeit dieses Arbeitsfeldes erwiesen. Bisweilen mag es sich hier wohl um eine Art erblicher Belastung oder doch wenigstens um die Einwirkung gewisser Ursachen wirtschaftlicher und sozialer Natur handeln; so wenn Geissler und Ulitzsch für die Kinder der Bergleute eine verhältnismässig kleine mittlere Normalgrösse fanden [1]), oder wenn Erismann für Russland in allen Altersklassen eine geringere Körperhöhe der Baumwollarbeiter als der übrigen Arbeiterbevölkerung nachweisen konnte, was sich übrigens wohl auf die Einflüsse des Berufs zurückführen lassen dürfte, indem derselbe häufig schon von der Kindheit an ausgeübt wird [2]). Beachtenswert, wenn auch statistisch etwas unbeholfen, war schon ein von J. Hutchinson 1844 unternommener Versuch, die Lungenkapacität in den einzelnen Berufen ausfindig zu machen [3]). Hier wollen wir uns ausschliesslich an die schweizerische Rekrutenstatistik halten [4]), welche für die 8 Jahre 1884—91 von S. Rosenfeld ausführlich bearbeitet worden ist [5]). Die meisten dieser Beobachtungen beziehen sich auf 19jährige Männer, ein Alter, wo schon wegen der durch die schweizerische Fabrikgesetzgebung gezogenen Altersgrenze der berufliche Einfluss auf

1) Die Grössenverhältnisse der Schulkinder im Schulinspektionsbezirk Freiberg. Zeitschr. des Kgl. sächs. stat. Bur. 1888.

2) Untersuchungen über die körperliche Entwickelung der Arbeiterbevölkerung in Zentralrussland. Archiv für soz. Gesetzgebung und Statistik 1888, I.

3) Contributions to Vital Statistics, obtained by means of a Pneumatic Apparatus for valuing the Respiratory Powers with relation to Health. Journ. Stat. Soc. 1844, VII.

4) Schweizerische Statistik: Ergebnisse der Aerztlichen Rekrutenuntersuchung 1884—1891 (1885—94).

5) Einige Ergebnisse aus den Schweizer Rekrutenuntersuchungen. Allg. Stat. Archiv 1898, V, 1.

die körperliche Entwickelung wohl häufig nur gering sein wird und der Zusammenhang zwischen der Wahl des Berufs und den körperlichen Eigenschaften daher verhältnismässig klar zum Vorschein kommen kann. Schon die Beziehung zwischen Körperlänge und Tauglichkeitsfrequenz der Rekruten hat eine Bedeutung als Kriterium der Gesundheit, wenngleich z. T. recht oberflächlicher Natur, indem die Rekrutenprüfung rein äusserliche Merkmale zur Bestimmung der Tauglichkeit heranzieht, wie z. B. die absoluten Masse der Lungenentwickelung. Die grösste Tauglichkeitsfrequenz fiel keineswegs auf die längsten Personen, sondern es kam das Maximum etwas über dem Medianwert zu stehen, und die Frequenz sank dann mit der zunehmenden Körperlänge.

Durch grosse Körperlänge zeichnen sich aus Studenten, Lehrer, Geistliche und andere Mitglieder der liberalen Berufe, meist wohl wegen besserer Ernährung in den betreffenden sozialen Schichten (vgl. oben p. 397 f.); auch die Handeltreibenden stehen mit obenan. Ferner finden sich unter den Metzgern, Brauern, Bäckern, Müllern und dem Wirtschaftspersonal verhältnismässig wenig kleine Leute; nicht so günstig waren die Tabakarbeiter gestellt. Am anderen Ende der Reihe stehen die Schneider, die Korbflechter und Bürstenbinder, die Schuhmacher, Spinner, Weber und Fabrikarbeiter ohne nähere Bezeichnung, ungefähr in der Mitte die Landarbeiter, ferner auch eine Reihe von Handwerkern und Arbeitern im Grossbetrieb, wie die Schreiner und Glaser, die Küfer und Sattler, die Papierarbeiter und Eisengiesser. Mit verhältnismässig vielen grossen Leuten und wenigen kleinen treten die Schlosser, Schmiede und Mechaniker, die Wagner und Zimmerleute, ferner auch die Buchdrucker, Xylographen u. dgl. auf.

Einen besseren Einblick in diese Verhältnisse gewinnt man bei Berücksichtigung der Lungen- und Muskelentwickelung. Die schweizerische Rekrutenstatistik giebt an, wie viele der Gemessenen jedes Berufs des jüngsten Rekrutierungsjahrganges einen Brustumfang kleiner als 50 Proz. bezw. grösser als 53 Proz. der Körperlänge hatten. Im Durchschnitt waren dies 1884—91 24 bezw. 30 Proz. der Gemessenen. Ungünstig waren auch hier wieder die Schneider gestellt, indem 31 Proz. den kleinen und nur 22 den grossen Brustumfang hatten. Etwas besser, wenn auch immer noch ungünstig, lauteten die Zahlen für die Schuhmacher (29 besw. 26 Proz.), was zur Erklärung der besseren Gesundheitsverhältnisse unter den letzteren beitragen kann. Ungünstige Ziffern wiesen auch die Tabakarbeiter und die Barbiere auf. Auch für die Textilindustrie (Spinner, Weber, Sticker) waren ungünstige Ergebnisse zu verzeichnen; ebenso für die Fabrikarbeiter ohne nähere Bezeichnung und für die Zeugdrucker. Ferner entsprechen für die zahlreiche Klasse der Uhrmacher die Zahlen ihren ungünstigen Gesundheitsverhältnissen (vgl. oben p. 599). Ungünstig standen im ganzen die liberalen Professionen, besonders die Geistlichen da, nur die Lehrer machten eine Ausnahme. Die Handelsleute, Schreiber u. dgl. waren ebenfalls ungünstig gestellt. Ebenso die Tagelöhner und die Handlanger ohne nähere Bezeichnung; dasselbe galt für verschiedene Berufe im Gross- und Kleinbetrieb, so die Korb- und Sesselflechter, die Bürstenbinder, die polygraphischen Berufe und die Gold- und Silberarbeiter. Umgekehrt wiesen im ganzen die Berufe der Urproduktion: die Fischer, Wald-, Land- und Steinbrucharbeiter günstige Ziffern auf. Auch die mit Erzeugung von Nahrungsmitteln Beschäftigten, nur mit

Ausnahme der Zuckerbäcker und Schokoladenarbeiter, waren körperlich gut ausgerüstet; die Bierbrauer zeigten sich ungemein kräftig entwickelt. Wenn also der letztere Beruf in der Regel ungünstige Gesundheitsverhältnisse aufweist, so ist dies der Fall trotz der guten körperlichen Bedingungen. Ueber dem Durchschnitt kamen die meisten mit Bauarbeiten beschäftigten Berufe zu stehen, auch der gesundheitlich minderwertige Steinhauer; eine Ausnahme machten die Maler und die Tapezierer. Unter den Holzarbeitern standen die Zimmerleute obenan mit guter körperlicher Ausrüstung; ferner die Säger. Auch die Küfer waren recht gut daran trotz ihrer durch die Schweizerischen Beobachtungen festgestellten ungünstigen gesundheitlichen Lage; weniger galt dies für die Drechsler und Schreiner. Auch die Schlosser und Schmiede standen recht günstig, ebenso die Eisengiesser und Mechaniker; etwa die Mitte nahmen ein die Feilenhauer und Schleifer. Eigentümlich ist es, dass das Wirtschaftspersonal, das — wie wir sehen werden — in der Regel schlechte Gesundheitsverhältnisse hat, sich einer recht guten körperlichen Entwickelung erfreute.

Mit wenigen Ausnahmen stimmen die Beobachtungen betr. Umfang des Oberarmes mit denen für den Brustumfang überein. Wo der Brustumfang ein grosser ist, wird in der Regel auch der Arm gut entwickelt sein, und umgekehrt. Auch die Diensttauglichkeitsfrequenz bewegt sich in guter Uebereinstimmung mit der Grösse des Brustumfanges. Es giebt allerdings eine Anzahl von Ausnahmen, und es scheint in solchen Fällen in der Regel die Tauglichkeitsfrequenz von der grösseren oder kleineren Körperlänge beeinflusst zu sein. So auf der einen Seite die hochgewachsenen Studenten und andere Mitglieder der liberalen Professionen, die trotz des verhältnismässig geringen Brustumfanges recht häufig als tauglich erklärt werden (hier nur die Geistlichen ausgenommen, bei denen sich mit hoher Untauglichkeitsfrequenz schlechte Körperausbildung, aber recht grosse Körperlänge verbindet). Auch die Uhrmacher sind häufig grosse Gestalten und erlangen dadurch eine hohe Tauglichkeitsfrequenz trotz körperlicher Mängel; etwas Aehnliches gilt für die Feilenhauer und Schleifer, die Drechsler und Tapezierer, während die Hutmacher und Kalkbrenner bei recht grosser Untauglichkeitsfrequenz häufig kleine Leute sind. Teilweise dürften sich diese Verschiedenheiten nach Körperlänge auf ethnische Einflüsse zurückführen lassen, so z. B. vielleicht bei den Uhrmachern.

Vergleicht man nun das hier Entwickelte mit den früheren Angaben betr. die Sterblichkeit in den einzelnen Berufen, so wird man erkennen, dass die körperlichen Eigenschaften, welche häufig bei Wahl des Berufes mitsprechen, aller Wahrscheinlichkeit nach ein Moment zur Erklärung der guten oder schlechten Gesundheitsverhältnisse bilden. Doch bleiben viele bedeutungsvolle Eigentümlichkeiten bestehen, die sich nur als Folge der Lebensweise oder der mit dem Beruf verknüpften Missstände, wie Staubinhalation u. a. erklären lassen. Dies erkennt man schon bei den liberalen Professionen, vor allem den Geistlichen, die allerdings in der Schweiz zu viele Katholiken unter sich zählen, um in Bezug auf Gesundheitsverhältnisse so hoch in der Stufenfolge zu kommen, wie in mehreren wesentlich protestantischen Ländern. Auch ist die Lebensmittelerzeugung nach den schweizerischen Erhebungen mit ungünstigen Gesundheitsverhältnissen verknüpft, trotz der in dieser Berufsklasse gefundenen guten körperlichen Entwickelung. Noch mehr gilt dies für die Brauer und die

in Wirtshäusern Beschäftigten. Dagegen dürften die Gesundheitsverhältnisse der Schneider und Schuhmacher, der Tabakarbeiter und Barbiere teilweise von den körperlichen Eigenschaften bei Wahl des Berufes bestimmt sein; wie oben erwähnt, hatten in der Schweiz die Schuhmacher eine Uebersterblichkeit. Auf der anderen Seite kann die recht gute gesundheitliche Lage in der schweizerischen Textilindustrie nicht aus der körperlichen Entwickelung erklärt werden, besser, wie erwähnt, die Uebersterblichkeit der Uhrmacher. Was die Maurer betrifft, so haben dieselben nach der Schweizerischen Statistik eine Uebersterblichkeit, trotz ihrer körperlichen Vorzüge. Dasselbe galt für die Steinhauer und die Zimmerleute. Auch die nach den Schweizerischen Erhebungen gefundene Uebersterblichkeit der Schlosser und Schmiede lässt sich nicht aus der in den Beruf mitgebrachten körperlichen Entwickelung erklären. In besserem Einklang damit steht die Uebersterblichkeit in den polygraphischen Gewerben.

Unzweifelhaft herrschen nun in verschiedenen Ländern verschiedene Gesetze betr. die Rekrutierung der einzelnen Berufe, ethnische Eigentümlichkeiten und alte Sitten dürften sich geltend machen. Schon daraus mag ein Teil der gefundenen Abweichungen von Land zu Land sich erklären lassen.

16. Es bleibt somit vieles übrig, was auf Einflüsse des Berufs, der Lohnverhältnisse und der Lebensweise zurückzuführen ist. Die Einwirkungen der Lebensweise sollen im folgenden Kapitel behandelt werden. Die Lohnverhältnisse sind offenbar nicht ohne Bedeutung; nur werden auch sie kaum die beruflichen und anderen Ursachen zu neutralisieren vermögen. So sind die Landarbeiter in der Regel armselig gelohnt, erfreuen sich aber doch im ganzen guter Gesundheitsverhältnisse. Leider ist die Lohnstatistik trotz aller darauf verwandten Mühe noch kaum in der Lage, die Stufenfolge der Arbeiter nach Wohlstand anzugeben. Der Lohn der fachgelernten Arbeiter ist selbstverständlich weit höher als derjenige der gewöhnlichen Arbeiter, was auch in der Sterblichkeit zum Ausdruck kommen dürfte; aber die Elitearbeiter der verschiedenen Berufe sind wohl heutzutage nicht so verschieden gelohnt, als dass dies die Sterblichkeit wesentlich beeinflussen könnte. Nach der Kopenhagener Lohnstatistik scheinen die Schneider etwas bessere Einnahmen zu haben als die Schuhmacher; die Korbmacher, die Cigarrenmacher, die Weber, die Buchbinder, die Barbiere und die Bäcker scheinen verhältnismässig niedrig gelohnt zu sein, ebenso die Töpfer. Das sind z. T. Berufe mit in der Regel schlechten Gesundheitszuständen.

Teilweise als Ausdruck besseren Einkommens, teilweise wohl auch als Folge einer gewissen Emanzipation von den besonders gesundheitsschädlichen Arbeiten findet man dann auch, dass die Meister und leitenden Personen in Handwerk und Industrie eine geringere Sterblichkeit haben, als die Gesellen und Gehilfen. So fand Sörensen für Kopenhagen, dass unter Gesellen, Gehilfen u. s. w. im Alter von 20—35 Jahren 8,9 p. mille jährlich starben, wenn man die Arbeitgeber mitrechnete, dagegen 8,6; im Alter 35—55 waren die entsprechenden Zahlen 19,7 bezw. 16,6. Hierbei ist noch zu berücksichtigen, dass die Meister durchschnittlich älter sind als die Arbeiter, also unter sonst gleichen Verhältnissen eine höhere Sterblichkeit zu erwarten wäre, wenn man die Meister mitrechnet. Um die Altersklassen etwas genauer zu

berücksichtigen, habe ich auf Grundlage einer Sterbetafel für beide Klassen zusammen die nachstehenden Zahlen berechnet:

Alter (Jahre	Anzahl der Sterbefälle unter			
	Arbeitgebern		Gehülfen, Gesellen u. s. w.	
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
20—25	0,6	0	187,4	188
25—35	43,4	24	379,6	399
35—45	146,0	89	402,0	459
45—55	229,9	165	347,1	412
55—65	254,9	210	218,1	263
65—75	194,7	199	125,3	121
75 u. darüber	90,1	89	28,9	30
Zusammen	959,6	776	1688,4	1872
20—65	674,8	488	1534,2	1721

Wie man sieht, ist die Sterblichkeit der Betriebsleiter bedeutend geringer als die der Arbeiter, bis im Greisenalter die Altersverteilung eine genauere Beurteilung hindert. Wenn aber nach dieser Berechnung die erwartungsmässige und die thatsächliche Sterblichkeit im Alter 65 und darüber in den beiden Klassen etwa übereinstimmen, so deutet dies jedenfalls darauf hin, dass die Arbeitgeber gesünder als die Arbeiter sind, da sie ja thatsächlich ein etwas höheres Alter haben.

17. Die Frage, ob das Handwerk oder der Fabrikbetrieb die Gesundheit am meisten gefährdet, hat Andreas Voigt an der Hand der Wiener Krankenkassenerfahrungen zu beantworten versucht[1]). Es folgt aus seinen Untersuchungen, dass die Häufigkeit der Erkrankungen bei den Fabrikarbeitern grösser war als im Kleingewerbe, die Krankheitsdauer länger und die Sterblichkeit höher; speziell war die Tuberkulose-Sterblichkeit aller Wahrscheinlichkeit nach eine geringere unter den Handwerkern als in der Industrie. Im ganzen hatten nun auch nach der Statistik der österreichischen Kassen 1891—95 die männlichen Mitglieder der Betriebskrankenkassen eine bedeutend grössere Erkrankungshäufigkeit, eine grössere Anzahl von Krankentagen pro Mitglied, wogegen freilich die Sterblichkeit etwas niedriger war. Hier ist nun nicht zu übersehen, dass die Zusammensetzung nach Beschäftigung und folglich nach Gesundheit der Arbeiter eine sehr verschiedene sein kann, selbst wenn man besondere Gruppen bildet, wie z. B. die Holzwarenerzeugung oder die Eisen- und Metallverarbeitung. Für die erstere erhält man etwa dieselbe Kränklichkeit in beiden Arten von Kassen, während die Betriebskassen etwas kleinere Sterblichkeitskoëffizienten haben, als die der Professionisten. Betr. die Lederarbeiter stellt sich die Kränklichkeit bei den Professionisten etwas niedriger als in den Fabriken, über die Sterblichkeit lässt sich hier schwer ein Urteil fällen, und die Eisen- und Metallarbeiter weisen im Fabrikbetrieb eine kleinere Sterblichkeit und eine geringere Kränklichkeit auf als im Handwerk. Zu einheitlichen Ergebnissen dürfte man also auf diesem Gebiet schwer gelangen.

1) Gesundheitsverhältnisse im Gross- und Kleinbetriebe. Schmoller's Jahrb. 1899, N. F. 23, 4.

Dasselbe gilt für die Frage, welchen Einfluss die gewerbsmässige Arbeit auf die Gesundheit der Frauen übt. Hier fallen natürlich die Entbindungen (in Oesterreich durchschnittlich mit etwa 26 Unterstützungstagen) stark ins Gewicht. Schliesst man dieselben aus, so erhält man im übrigen bis zu 55 Jahren unter den weiblichen Krankenkassenmitgliedern in Oesterreich eine etwas höhere Kränklichkeit als unter den männlichen, während später das Umgekehrte der Fall ist. Die Sterblichkeit der Frauen ist bis zu 40 Jahren grösser, später kleiner als bei den Männern. Dies wird im ganzen bestätigt bei Spezialisierung nach Beruf. In diesen Erscheinungen liegt aber nichts Auffallendes; sie können recht leicht schon in den gesellschaftlichen Verschiedenheiten ihre Erklärung finden. Doch fanden Schuler und Burckhardt in der schweizerischen Textilindustrie eine ausgesprochen grosse Frequenz gewisser konstitutioneller Leiden, wie Blutarmut und Bleichsucht, hauptsächlich in den jungen Jahren; in der Baumwollindustrie war auch die Häufigkeit der Genitalerkrankungen bedeutend. Im ganzen entbehrt man jedoch der erforderlichen Anhaltspunkte zur Beurteilung dieser wichtigen Frage; sie wird wohl mehr durch Einzeluntersuchung von Seiten der Aerzte, als durch statistische Beobachtung zu lösen sein.

18. Von älteren Statistikern wie A. G. Finlaison und Neison sen. liegen Untersuchungen vor betr. die Wirkung der Arbeit, je nachdem sie unter Dach oder unter freiem Himmel ausgeübt wird, und je nachdem sie als leicht oder schwer zu bezeichnen ist. Diese Untersuchungen sowohl, wie auch die Zusammenstellungen, die man auf Grundlage der englischen officiellen Statistik versucht hat, ergeben aber meist ein ganz negatives Resultat, eben aus dem Grunde, weil die Anzahl der Berufsgliederungen schliesslich doch nicht gross genug ist, um eine Ausgleichung etwaiger Unebenheiten herbeizuführen. So würde man der leichten Arbeit unter freiem Himmel Berufe wie Boten, Träger, Dienstmänner, Mietkutscher u. dgl. zuzählen müssen, Berufe, die nur schwach vertreten und sehr heterogen sind; besonders wird der starke Einfluss der Lebensweise auf die Sterblichkeit bei einzelnen dieser Berufe das Bild der Berufssterblichkeit verwischen. Benutzt man die Sterbetafel 1860—61 und 1871 für das ganze Land, so ergeben sich für die vier Gruppen (bei Ausschluss der liberalen Professionen) für alle Altersklassen von 15 Jahren aufwärts zusammen die folgenden Abweichungen von der erwartungsmässigen (in jeder Gruppe gleich 100 gesetzten) Sterblichkeit:

Leichte Arbeit unter Dach	104
Leichte Arbeit unter freiem Himmel . . .	121
Schwere Arbeit unter Dach	101
Schwere Arbeit unter freiem Himmel . .	93

Uebrigens stimmt dies insoweit mit Neison's Ergebnissen überein, als dieser für die letzte Gruppe eine niedrige, für die zweite eine hohe Sterblichkeit fand, während die übrigen in der Mitte standen. Die Kränklichkeit war nicht sehr verschieden, am günstigsten in der Gruppe mit schwerer Arbeit unter freiem Himmel. Was endlich Finlaison betrifft, so fand dieser für 1846—50, dass die Arbeiter auf dem Lande, welche nicht dem Wetter ausgesetzt waren, eine etwas grössere Sterblichkeit hatten, als die dem Wetter preisgegebenen, und in jeder Gruppe hatte die leichte Arbeit einen kleinen Vorsprung vor der schweren. Dagegen war in den Städten die schwere Arbeit wie bei Neison im Vorteil vor der leichten, und in den grösseren Städten fand er einen beträchtlichen Unter-

schied zu Gunsten der dem Wetter nicht ausgesetzten Arbeiter, wogegen diesbezüglich in den Towns fast kein Unterschied zu konstatieren war. Die Kränklichkeit fand er überall kleiner bei leichter Arbeit als bei schwerer. Letztere führte die grösste Kränklichkeit mit sich, wo sie dem Wetter ausgesetzt war, doch war der Unterschied nicht auffallend; in betreff der ersteren entsprachen die Erfahrungen denen für die Sterblichkeit, es wiesen also die dem Wetter ausgesetzten Cityarbeiter hohe Zahlen auf; doch ist zu bemerken, dass hier die Unebenheiten etwas ausgeglichen sind. Dass diese Beobachtungen betr. Kränklichkeit nur teilweise mit den Neison'schen in Einklang gebracht werden können, darf, wie schon öfters bemerkt, nicht Wunder nehmen.

19. In dieser Verbindung kann auch des Einflusses der Körperhaltung bei der Arbeit, so z. B. der stehenden oder sitzenden gedacht werden, wobei namentlich die in zu frühem Alter beginnende Arbeit in Betracht kommt. Die Einwirkungen der stehenden Körperhaltung mit Rücksicht auf Skoliose, Plattfuss, Varicen, wie sie in gewissen Professionen auftreten, sind von ärztlicher Seite hinlänglich nachgewiesen worden; dasselbe gilt für die sitzende Lebensweise, wie z. B. der Schneider, der Schuhmacher, der Uhrmacher u. s. w.[1]). Eine diesbezügliche eingehende Prüfung der Rekrutenstatistik dürfte nicht ohne Wert sein, wie überhaupt anthropometrische und psychophysische Individualbeobachtungen beim Studium der Wirkung der Arbeit auf die körperliche Verfassung ein reiches Beobachtungsfeld bieten. Dagegen wird es recht schwierig sein, solche Berufe zu nennen, wo die Missstände der Körperhaltung als herrschende Ursachen auftreten, denn in der Regel sind sie mit anderen Einflüssen eng verknüpft, so bei vielen Handwerkern, Handelskommis und anderen mit dem Aufenthalt in geschlossenen, schlecht ventilierten Räumen.

Eine erhebliche Wirkung dürfte auch die Dauer der Arbeit üben (Nacht- und Sonntagsarbeit). Auch hier werden vermutlich Individualbeobachtungen der Aerzte und Psychophysiker mehr erreichen, als eigentliche statistische Beobachtungen, da man selten ein reines statistisches Experiment anzustellen vermag. Die Fortschritte mit Rücksicht auf Verkürzung der Arbeitszeit gehören zu den allgemeinen Fortschritten, die gleichzeitig sehr vielen Berufen zu Gute kommen und Hand in Hand mit anderen hygienischen Verbesserungen auftreten, so dass die ganze bedeutende Abnahme der Sterblichkeit in der zweiten Hälfte des 19. Jahrh. als gemeinschaftliche Wirkung dieser Fortschritte aufzufassen ist, ohne dass eine Ausscheidung der einzelnen Ursachen möglich ist. Wo man einen langen Arbeitstag zu beklagen hat, wie häufig bei den Krankenpflegern (mit einer ungemein grossen Sterblichkeit) oder im Fuhrwerksbetriebe, in Glashütten und Hammerwerken, in Ziegeleien, Zuckerfabriken und Bäckereien[2]), wird man selten andere Einwirkungen ausser acht lassen können.

---

1) Vgl. u. a. Layet: Hygiène industrielle. Paris 1894, p. 701 ff. (Encyclopédie d'Hygiène et de Médecine publique VI); von älteren Autoren kann u. a. Hirt: Arbeiterkrankheiten 1871—78 erwähnt werden.

2) E. Roth: Allgemeine Gewerbehygiene und Fabrikgesetzgebung 1897, p. 27 (Weyl: Handbuch der Hygiene, 12); vgl. auch von demselben Autor: Ueber den Einfluss der Arbeitszeit auf die Gesundheit der Arbeiter im Allgemeinen. Vierteljahrsschr. für Gesundheitspflege 1895, 27.

Auch der Einfluss der Arbeit im jugendlichen, insbesondere im Kindesalter ist aller Wahrscheinlichkeit nach gross. Die frühere elende Verfassung der englischen Textilarbeiter ist teilweise hierauf zurückzuführen, auch die körperliche Verkümmerung der russischen Baumwollspinner, wie sie Erismann nachgewiesen hat, führt in dieser Beziehung eine beredte Sprache. In Kopenhagen hat man die schädliche Einwirkung der Kinderarbeit auf die Fortschritte in der Schule nachgewiesen; es wäre wohl nicht unmöglich, ähnliche Beobachtungen mit Rücksicht auf die Gesundheit und die ganze körperliche Entwickelung zu erzielen.

20. Am eingehendsten dürfte sich die Einwirkung der Staubinhalation von ärztlicher Seite her beleuchten lassen, doch scheint man dieselbe häufig recht wohl auch statistisch nachweisen zu können. Namentlich ist in dieser Beziehung der Metallstaub berücksichtigt worden, wie er bei der Arbeit der Nadelschleifer, Feilenhauer u. s. w. auftritt, sodann der Glas- und Steinstaub (Steinmetzen und Steinbrucharbeiter, Töpfer, Porzellanarbeiter u. s. w.); weiter in der Reihe kommen andere Staubarten anorganischer oder organischer Natur (Baumwollen-, Tabak-, Mehlstaub u. s. w.) Der Kohlenstaub ist nach Ansicht vieler Hygieniker weniger gefährlich, vielleicht weil er gewisse antibakterielle Eigenschaften hat (Roth l. c., p. 30).

Fasst man die Sterblichkeiten an Phthisis und an Krankheiten im Respirationssystem zusammen, so treten nach der englischen offiziellen Statistik die der Staubinhalation besonders ausgesetzten Berufe mit grösster Sterblichkeit an die Spitze, so die Töpfer u. dgl., die Schleifer und Feilenhauer, die Glasmacher und die Blei-, Kupfer- und Zinnbergleute. Die Zimmerleute, die Kohlen- und Eisenbergleute, die Müller und Bäcker stehen am unteren Ende, jedenfalls aber noch bedeutend über den Ackerbauern, die den Vorzug haben, ihre meisten Arbeiten in staubfreier Luft vornehmen zu können. In der Mitte findet man die Baumwoll- und Wollindustrie. Die Differenzen in der Sterblichkeit sind, wie wir im vorhergehenden gesehen haben, ausserordentlich gross; auf 100 erwartungsmässige Todesfälle an den genannten Krankheiten in der Ackerbaubevölkerung kommen 453 unter den Töpfern.

Selbstverständlich wird diese hohe Sterblichkeit nicht ausschliesslich auf die Staubinhalation zurückzuführen sein; fast für jeden Beruf lassen sich Missstände anführen, die mit Notwendigkeit zahlreiche Opfer erheischen müssen. Manche Arbeiter der Thonwarenindustrie sind Erkältungen infolge Feuchtigkeit und Temperaturschwankungen ausgesetzt, manche müssen sich grossen körperlichen Anstrengungen unterwerfen; ferner bilden die Bleivergiftungen eine grosse Gefahr[1]). Die Porzellanindustrie führt u. a. den Missstand mit sich, dass sie die Arbeiter zu ungünstiger Körperhaltung nötigt. Im Ziegeleibetrieb dürfte die Staubinhalation keine bedeutende Rolle spielen, doch kommen hier andere Gefahren, wie grosse körperliche Anstrengung, lange Arbeitszeit und schlechte Wohnverhältnisse, hinzu, wenigstens in gewissen Gebieten Deutschlands. Die oben (p. 601) erwähnten Diamantschleifer haben eine hohe Sterblichkeit, doch ist diese vielleicht weniger auf Staub als auf die Körperhaltung, die Hitze und die Bleivergiftungen

---

1) Vgl. ausser den schon citierten Werken u. a.: Th. Sommerfeld: Handbuch der Gewerbekrankheiten 1898, I, p. 288 f. Johannes Corvey: Arbeiterverhältnisse und gesundheitliche Zustände in der Töpferei-Industrie. Der Arbeiterfreund 1900, 38.

zurückzuführen. Die grosse Sterblichkeit in der Glasindustrie scheint in höherem Grade von Staubinhalation herzurühren, gleichzeitig spielen aber jedenfalls grosse Hitze, Temperaturwechsel, körperliche Anstrengung und Bleivergiftungen in Verbindung mit aussergeschlechtlichen Syphilisinfektionen, hervorgerufen durch die gemeinschaftliche Benutzung von Blasröhren, eine bedeutende Rolle[1]). Einfacher dürfte die Sachlage bei den Steinmetzen sein (Sommerfeld l. c., p. 181 f.) Diesen wird der Staub häufig verhängnisvoll (Kiesellunge), und zwar sollen Marmor- und Granitstaub weniger gefährlich sein als der Sandsteinstaub. Namentlich soll die Bearbeitung der Mühlsteine die Gesundheit gefährden. Freilich sind viele der bezüglichen statistischen Beobachtungen wegen der unvollkommenen Methode wenig beweiskräftig.

Die Maurer sind weniger dem Einatmen von Staub preisgegeben, da sie hauptsächlich mit nassem Material arbeiten, dafür sind sie der Witterung ausgesetztzt, leiden auch teilweise unter körperlicher Anstrengung (jedenfalls die Steinträger mehr als die Maurer selbst) und unter dem Missbrauch alkoholischer Getränke.

Die Sterblichkeit der Bergleute wurde im vorigen Kapitel besprochen; hier dagegen soll besonders des Hüttenbetriebes und der übrigen metallurgischen Industrie gedacht werden[2]). Die Staubentwickelung dürfte die Hüttenarbeiter noch nicht so sehr gefährden wie die übrigen mit Metallverarbeitung beschäftigten Arbeiter, und zwar nicht am wenigsten die in den Eisengiessereien Beschäftigten. Hierzu kommen die schädlichen dampf- und gasförmigen Verunreinigungen der Luft auf den Hüttenwerken (besonders Blei). Dies in Verbindung mit der Schwere der Arbeit, der Hitze und der Unfallhäufigkeit mag die grosse Sterblichkeit der österreichischen Hüttenarbeiter genügend erklären. Die Schmiede leiden überdies unter den grossen körperlichen Anstrengungen, trotz der Auswahl vor Eintritt in diesen Beruf, ferner unter Temperaturwechsel und Staubeinatmung; noch unheilvoller wirkt aber der Staub in der Schlosserei, wie er namentlich beim Feilen, Schmirgeln und vor allem beim Schleifen des Metalls erzeugt wird; geschieht das Schleifen auf nassem Wege, so wird freilich die Staubentwicklung verhindert, aber der Arbeiter ist dann der Durchnässung ausgesetzt. Diese Uebelstände, bisweilen im Verein mit unvorteilhafter Haltung des Körpers und Bleivergiftungen (z. B. bei Feilenhauern), erklären hinlänglich die im Vorhergehenden mitgeteilten ungünstigen Ziffern.

Um nun zu den Gewerben zu kommen, die organische Stoffe bearbeiten, so begegnen wir bei den Tabaksarbeitern, wie erwähnt, ungünstigen Verhältnissen, die teils auf die Konstitution der diesem Beruf sich zuwendenden Personen, auf die Lebensweise und die Dürftigkeit der Arbeiter zurückzuführen sind, teils auch mit hygienischen Uebelständen in Verbindung stehen, wie ungünstiger Körperhaltung, schlechter Ventilation und Staubentwickelung. Sowohl die Bäcker wie die Müller sind dem Staube

---

1) H. Schaefer: Die Gewerbekrankheiten der Glasarbeiter. Vierteljahrsschr. für Gesundheitspflege 1894, 26.

2) O. Saeger: Hygiene der Hüttenarbeiter. Jena 1895. (Weyl, Handbuch der Hygiene, 18).

3) Third Interim Report of the Departmental Committee appointed to inquire into . . . Certain Miscellaneous Dangerous Trades, London 1898; die vier Interimsberichte 1896—99 wie der Final Report 1899 enthalten viele wertvolle Beobachtungen betreffend die Gefahren in gewissen Industrien.

ausgesetzt, und zwar ist der Getreide- und Mühlsteinstaub irritierender als der Mehlstaub. Wenn trotzdem, wie wir gesehen haben, die Bäcker der Phthisis mehr ausgesetzt sind, so dürfte dies darauf beruhen, dass der Mehlstaub das Haften und Konservieren der Mikroorganismen erleichtert[1]), und dass die Bäcker durch den Mangel an Reinlichkeit und an Ventilation der Arbeitslokale sowie infolge engen Zusammenlebens der Gefahr der Uebertragung durch verstaubtes Sputum mehr ausgesetzt sind.

Auch in der Textilindustrie tritt der Staub als ein schädliches Moment auf, wenngleich in Verbindung mit anderen Faktoren (schlecht ventilierte Arbeitsräume, ungünstige Körperhaltung u. s. w.); der Staub besteht teils aus mineralischen und metallischen Bestandteilen, wie Eisenpartikeln, Schmirgelstaub und Bleistaub, teils aus organischen, und wird u. a. als Träger der Krankheit erregenden Keime gefährlich sein können[2]). Am wenigsten ist vielleicht in der Seidenindustrie von Staub zu reden, was auch die untergeordnete Stellung der Todesfälle an Phthisis und Krankheiten im Respirationssysteme in dieser Industrie erklären könnte (vgl. die englischen Erfahrungen oben p. 591 f,); dagegen scheinen die Baumwollarbeiter mehr unter Staubentwickelung zu leiden. Die Gefahren des Staubes dürften in den Zweigen der Holzindustrie weniger hervortreten.

21. Auch die Vergiftungen spielen, wie wir gesehen haben, eine nicht unerhebliche Rolle, und namentlich die Bleivergiftungen. Die Bleiminenarbeiter selbst scheinen weniger unter ihnen zu leiden (oben p. 575 f.), um so mehr die mit Blei beschäftigten Metallarbeiter, bei denen nach englischen Beobachtungen Plumbism häufiger auftritt, als in der allgemeinen Bevölkerung die Phthisis; auch unter Feilenhauern ist Plumbism sehr häufig, ebenso unter Bleideckern, Malern[3]) und Töpfern (wegen bleihaltiger Glasuren), ferner unter Glasmachern (bleihaltiges Glas), unter Edelsteinarbeitern, Schriftsetzern und Buchdruckern[4]) und in vielen anderen Gewerben, die mit Blei oder Bleiverbindungen zu thun haben. Die meisten dieser Berufe haben eine sehr hohe Sterblichkeit, zum Teil jedoch auch wegen anderer Schädlichkeiten; oft ist infolge der ungesunden Beschäftigung gleichzeitig das Urinar- und Nervensystem in Mitleidenschaft gezogen. Es handelt sich hier aber mehr um eine Vergiftung auf dem Wege der Verdauungsorgane als in Folge Staubeinatmung. Die Zinkindustrie[5]), die Gelbgiesserei und andere Metallindustrien leiden unter metallischen Dämpfen verschiedener Art, namentlich aber ist das Quecksilber ausserordentlich gefährlich, wie sich dies an den Spiegelbelegern zeigt. 1885 hatten in der Fürther Gemeindekrankenkasse die Quecksilberbeleger doppelt so viele Krankentage pro Kopf als die

---

1) Zadek: Hygiene der Müller, Bäcker und Konditoren 1896, p. 584 (Weyl: Handbuch der Hygiene, 23) vgl. ferner F. Schuler: Die hygienischen Verhältnisse der Müller in der Schweiz. Vierteljahrsschr. für Gesundheitspflege 1897, 29.

2) Netolitzky: Hygiene der Textilindustrie 1897, p. 1114 (Weyl, 31).

3) Stüler: Ueber die Bleivergiftung der Maler, Anstreicher und Lackierer, und Abhülfemassregeln dagegen. Vierteljahrsschr. für Gesundheitspflege 1895, 27.

4) H. Albrecht: Die Berufskrankheiten der Buchdrucker. Schmoller's Jahrbücher 1891, 2.

5) Traczinski: Die oberschlesische Zinkindustrie und ihr Einfluss auf die Gesundheit der Arbeiter. Vierteljahrsschr. für öffentliche Gesundheitspflege 1888, 20. Seiffert: Die Erkrankungen der Zinkhüttenarbeiter und die hygienischen Massregeln dagegen, 1897. Ibidem 29.

übrigen Mitglieder[1]). Zu erwähnen sind ferner u. a. die mit Phosphor beschäftigten Industrien und die Zündholzproduktion (vgl. oben p. 600). Es wird die Aufgabe der Fabrikhygiene sein, Schädlichkeiten der angegebenen Arten thunlichst zu beseitigen, was auf vielen Gebieten bereits gelungen zu sein scheint.

Die Reihe der schädigenden Einflüsse des beruflichen Arbeitens ist durch diesen kurzen Rundblick keineswegs erschöpft, aber es erhellt schon aus dem entwickelten zur Genüge, auf wie wenigen Punkten man noch bisher zu endgültigen Ergebnissen und zu scharfer Isolierung der einzelnen wirkenden Ursachen gelangt ist, selbst wo man einigermassen gut über die Gesundheitsverhältnisse in den einzelnen Berufen unterrichtet ist.

22. Wie steht es nun mit den Personen, deren Arbeitskraft erschöpft ist, mit den Invaliden der Arbeit. Darüber liegen für das Königreich Sachsen interessante Auskünfte vor, so die von Geissler vorgenommenen Berechnungen der Sterblichkeit der Invaliden und Altersrentner in der Landes-Versicherungsanstalt[2]). Für die jungen Invaliden findet man, ganz wie für junge Pensionierte, sehr hohe Sterblichkeitsintensitäten, die dann allmählich mit dem Alter abnehmen, vielleicht infolge einer Auslese, indem die am stärksten von Phthisis und anderen Krankheiten heimgesuchten jungen Invaliden absterben. Es würde sehr interessant sein, die hier berührte Frage weiter zu beleuchten, indem man die Sterblichkeit der Invalidenrentenempfänger nicht nur nach dem Alter, sondern auch nach der Dauer des Bezugs von Invalidenrente untersuchte.

Man erhält nun für Sachsen im Jahre 1898 die folgenden Sterblichkeitskoefficienten:

Von 1000 Invalidenrentenempfängern starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen	Zusammen
20—25	60,3	40,0	50,3
25—30	25,7	21,0	23,4
30—35	15,8	24,0	19,1
35—40	17,5	19,8	18,2
40—45	20,7	11,0	17,8
45—50	20,4	10,1	16,9
50—55	16,4	10,8	14,3
55—60	14,5	7,6	12,0
60—65	15,3	9,5	13,0
65—70	12,5	9,1	11,1
70—75	10,8	9,7	10,3
75—80	12,5	6,2	10,4
80—85	23,3	27,3	24,7
Zusammen	19,5	11,1	13,8

Da das Beobachtungsmaterial nur begrenzt ist, sind bedeutende Unebenheiten der Zahlen unvermeidlich, immerhin geben dieselben einen Einblick in die ungeheure Sterblichkeit, die im Ganzen grösser unter Männern als unter Frauen ist. Uebrigens war in den beiden vorhergehenden Jahren die Sterblichkeit noch grösser. Das hier gefundene steht

1) Schaefer: Hygiene der Glasarbeiter und Spiegelbeleger 1896, p. 991. (Weyl, 30.)

2) Die Sterblichkeit der Rentenempfänger im Jahre 1898. (Die Invalidenversicherung im Königreiche Sachsen. Amtsblatt der Landes-Versicherungsanstalt Königreich Sachsen, IX, Februar 1900.

offenbar in gutem Einklang mit den oben mitgeteilten Zahlen betreffend Pensionierte und Altenteiler. Im schroffem Gegensatz dazu stehen dagegen die Sterblichkeitswerte für Altersrentenempfänger, die trotz ihres vorgerückten Alters noch nicht alle arbeitsunfähig sein dürften.

Man hat für sie die folgenden Zahlen:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen	Zusammen
70—75	6,7	4,8	6,0
75—80	9,4	6,6	8,3
80—85	9,6	14,9	11,9
85—90	21,7	17,8	19,9
über 90	57,9	23,1	40,1
Zusammen	8,4	7,2	7,9

Welches sind nun die Ursachen der Invalidität? Aus dem Amtsblatte für August 1900 entnehme ich die folgenden, für das Jahr 1899 geltenden Angaben. Die Häufigkeit der Invalidität ist in den jüngeren Jahren eine sehr geringe, steigt aber mit dem Alter von Jahrfünft zu Jahrfünft; im Alter 55—60 scheinen verhältnismässig etwa doppelt so viel Invaliditätsfälle einzutreffen wie im Alter 50—55, und in den folgenden Jahrfünften etwa drei und vier Mal so viel. Unter den Männern bilden die Schwindsuchtsfälle bis zum 40. Jahre die Mehrzahl, im Verhältnis zur Volkszahl scheinen sie im übrigen nach diesem Alter als Invaliditätsursache ein wenig an Häufigkeit zuzunehmen. Sonst verteilen sich in die jüngeren Jahre die Invaliditätsfälle auf sehr viele Ursachen. Von 55—70 Jahren nehmen Emphysem, Asthma, chronischer Katarrh und andere Lungenkrankheiten einen breiteren Raum ein mit etwa $\frac{1}{6}$ aller Invaliditätsfälle, auch fallen in diesen Altersklassen Gicht, Krebs und Harnkrankheiten ins Gewicht. Aber schon vom 60. Jahr an tritt die Altersschwäche an erste Stelle, steigt sowohl absolut wie relativ an Zahl; zwischen 60 und 75 Jahren ist sie in einem unter drei Fällen Invaliditätsursache.

Etwas weniger tritt die Lungentuberkulose als Invaliditätsursache der Frauen hervor; auch die Lungenkrankheiten spielen bei diesen eine bescheidenere Rolle; nicht so dagegen Gelenkrheumatismus und Gicht, und die Alterschwäche tritt verhältnissmässig viel häufiger auf (zwischen 60 und 75 über $\frac{2}{5}$ der Invaliditätsfälle.

Diese Sachlage steht nun aller Wahrscheinlichkeit nach zum guten Teil mit beruflichen Eigentümlichkeiten in Zusammenhang. Unter den Männern hatten die Steinmetzen, wenn man Rücksicht auf die Altersbesetzung nimmt, auffallend mehr Lungenschwindsuchtsfälle, als zu erwarten. Auch die Weber weisen verhältnismässig viele derartige Fälle auf, die Landarbeiter dagegen recht wenige. Für das deutsche Reich liegen für grössere Berufsgruppen interessante Beobachtungen über die Invaliditätsursache vor betr. die Rentenempfänger, denen Renten bis Mitte des Jahres 1896 endgiltig zugeteilt waren[1]). In der Landwirtschaft (mit der Gärtnerei, der Tierzucht, der Forstwirtschaft und der Fischerei) war die Lungentuberkulose unter den männlichen Rentenempfängern relativ viel seltener als im Bergbau und Hüttenwesen, in der Industrie

1) Statistik der Ursachen der Erwerbsunfähigkeit (Invalidität) nach dem Invaliditäts- und Altersversicherungsgesetz, aufgestellt im Reichs-Versicherungsamt (Beiblatt zu den Amtlichen Nachrichten des Reichs-Versicherungsamts. Berlin 1898).

und dem Bauwesen, im Alter 20—29: 31 bezw. 50 Proz. (im Handel und Verkehr 42 Proz.), in der folgenden 10jährigen Altersklasse 22 bezw. 43 und 29 Proz. Die Krankheiten der Lunge (ausser Tuberkulose) nehmen in älteren Jahren einen hervorragenden Platz ein, ebenfalls mehr in der Industrie als im Landbau. Im Alter 50--59 hatte man in den drei erwähnten Gruppen 21 bezw. 26 und 19 Proz. Tuberkulosefälle. Entkräftung, Blutarmut und Altersschwäche sind dagegen als Invaliditätsursache im Landbau relativ fast ebenso häufig, wie in der Industrie. Diese Invaliditätsursachen machten sich namentlich im Alter von 60–69 Jahren geltend (über dieses Alter hinaus enthält der Bericht keine Auskünfte) mit 18 Proz. bezw. 20 und 21 Proz.

Die Frage nach dem Erfolg eines Heilverfahrens gegenüber gewissen Invaliditätsursachen (Tuberkulose, Lungenerweiterung. Emphysem, Asthma etc.) wurde für die Jahre 1897—99 behandelt[1]). Etwa $\frac{4}{5}$ der im Jahre 1897 ständig behandelten Personen wurden so weit geheilt, dass Invalidität in absehbarer Zeit nicht zu besorgen war; für $\frac{3}{5}$ jedoch hatte der Heilerfolg nur bis zum Schluss des Jahres gedauert, und von den wegen Tuberkulose behandelten bis Ende 1899 nur für 30 Proz., von den wegen anderer Kranheiten Behandelten für 41 Proz. Etwas ist somit gewonnen, in vielen Fällen ist die Genesung nur eine Frage der Zeit, und zwar namentlich bei der Tuberkulose.

Es liegen offenbar hier für die soziale Statistik sehr viele Aufgaben vor, deren Lösung von weittragender Bedeutung sein und auch den Hauptgegenstand dieses Kapitels, den Einfluss des Berufs auf die Gesundheit der Berufsthätigen beleuchten wird. Das Material ist schon in ungeheurem Umfang in den Büchern der Anstalten für Invaliditäts- und Altersversicherung zur Hand oder wird verhältnissmässig schnell zustande gebracht werden.

Eine Menge von Fragen betr. die Berufsterblichkeit und Berufsmorbilität habe ich übrigens in dieser gedrängten Darstellung nur streifen können. Ich habe mich bemüht, in der Hauptsache nur solche Berufe in Behandlung zu ziehen, die einigermassen gut statistisch behandelt worden sind; im übrigen muss ich auf die reiche hygienisch-medizinische Litteratur verweisen, aus welcher ich im Vorhergehenden einzelne Handbücher und Monographien herausgegriffen habe. Zu bedauern ist nur, dass in ihnen häufig veralteten oder wertlosen statistischen Untersuchungen zu viel Bedeutung beigelegt ist. Diese können höchstens dann einen Dienst leisten, wenn bereits eine rationelle, statistische Unterlage gewonnen worden ist; zu oft vermisst man in sonst vortrefflichen hygienischen Abhandlungen eine scharfe Scheidung zwischen Bewiesenem und Unbewiesenem.

---

1) Statistik der Heilbehandlung bei den Versicherungsanstalten und zugelassenen Kasseneinrichtungen der Invalidenversicherung für die Jahre 1897, 1898, 1899. Amtliche Nachrichten des Reichs-Versicherungsamts 1900, XVI.

Neunzehntes Kapitel.

Ernährung und Lebensweise.

1. Der Gegenstand dieses Kapitels ist mehr wie fast jeder andere in der Mortalitätsstatistik eine terra incognita, in welcher bis jetzt wohl einzelne Querzüge vorgenommen werden konnten, welche aber einer systematischen Erforschung noch vollständig entbehrt. Die bisherigen Untersuchungen haben aber wenigstens so viel ergeben, dass es sich hier um ausserordentlich starke Einflüsse handeln kann. Man denke an die Kindersterblickeit (oben p. 359 f.) in der sich, wie besonders die Berliner Erfahrungen zeigen, die verhängnisvolle Wirkung der künstlichen Ernährung geltend macht.

Zur Beurteilung des Einflusses der verschiedenen Nahrungsmittel auf die Gesundheit der Erwachsenen ist man bis jetzt mehr auf Individualbeobachtungen physiologischer Natur angewiesen, als dass statistische Massenerhebungen vorliegen. Es existiert wohl eine recht kräftige Agitation für den Vegetarianismus, der sich bald streng an Pflanzenkost hält, bald auch gewisse Produkte des Tierreiches: Käse, Butter, Milch und Eier zulassen will, aber bis jetzt ist es den Vereinigungen für Vegetarianismus nicht gelungen bezügliche statistische Erhebungen zu beschaffen. Eine englische Lebensversicherungsgesellschaft (Abstainers and General Insurance Co in Birmingham) hat kürzlich eine Abteilung für Vegetarianer errichtet, um dadurch ein Beobachtungsmaterial zu beschaffen, und es wird deshalb nach einer Reihe von Jahren ein Material vorliegen, das die Beantwortung vieler Fragen betr. die Wirkung der Kost ermöglichen wird.

Nach drei Richtungen hin wird zunächst die Forschung gehen können. Erstens kann sie auf dem Felde der Krankenernährung den Wirkungen der verschiedenen Speiseordnungen in den Krankenhäusern oder der ärztlichen Diätvorschriften nachspüren. Hieran reihen sich die biographischen Nachrichten, betr. solche Personen, die sich wegen eines krankhaften Umstandes dem Vegetarianismus zugewendet, und vielleicht dadurch eine erhebliche Verlängerung ihres Leidens erzielt haben[1]. In dieser Richtung lassen sich in der medizinischen Litteratur viele Beobachtungen finden, die jedoch ausserhalb des Rahmens dieses Werkes liegen. Zweitens kann man nach der Wirkung der ungemischten

[1] Es kann diesbezüglich ein Aufsatz von Forster citiert werden: Inquiry into the average Longevity of Vegetarians compared with that of Persons who live on Mixed Diet. Journ. Inst. Act. 1857, VII.

Pflanzenkost, wie sie die strengen Vegetarianer fordern, auf die Gesundheit fragen. Hier dürfte es am schwierigsten sein, zuverlässige statistische Beobachtungen zu gewinnen, wenigstens in Ländern mit europäischer Kultur, da es die Schule wahrscheinlich nur auf eine geringere Anzahl von Anhängern bringen wird. Besser dürften sich Beobachtungen betr. die Lebensaussichten solcher Personen sammeln lassen, die von gemischter Kost leben. Immerhin giebt es auch hier bedeutende Schwierigkeiten. In der Regel sind die Vegetarianer zugleich Teetotallers, und die Enthaltsamkeit von geistigen Getränken dürfte schon ausreichend eine etwa zu findende Untersterblichkeit erklären. Ferner wird eine passende Zusammensetzung der einzelnen hier in Frage kommenden Nahrungsmittel schliesslich in vielen Beziehungen einer rationellen Fleischdiät an Wert recht nahe kommen können, indem das Eiweiss in beiden Fällen dem Körper in ausreichender Menge zugeführt werden kann[1]). Die etwaige Ueberlegenheit dieser Gruppe der Vegetarianer in den Lebenschancen wird also vielleicht gerade darauf beruhen, dass sie überhaupt Bedacht nimmt, stickstoffhaltige und stickstofffreie Nahrungsmittel in rationeller Verteilung dem Körper zukommen zu lassen.

Die aussereuropäischen Völkerschaften liefern viele Beispiele, die zur Beleuchtung der Frage dienen könnten. Die überwiegend vegetarianisch lebenden Japaner (mit mässiger Sterblichkeit) oder Indier (mit verhältnismässig grosser Sterblichkeit) stehen hier den vorwiegend von Fleisch lebenden Eskimos (mit bedeutender Sterblichkeit) gegenüber. Aber diese Beispiele sind dennoch kaum massgebend, da die übrigen Bedingungen so äusserst verschieden sind. Das gefahrvolle, armselige Leben der Eskimos, die Seuchen in Indien können schon für sich allein die grosse Sterblichkeit genügend erklären, auch würde das Klima ausserordentliche Diätverschiedenheiten bedingen, selbst wenn vegetabilische und tierische Kost gleich zugänglich wären. Auch wenn man in Indien die Hülsenfruchtesser (pulse-eaters) von den Fleischessern (flesh-eaters) scheidet und der Bombay Health Officer für die Jahre 1857—62 eine relativ grössere Sterblichkeit der pulse-eaters an Krankheiten der Atmungsorgane, eine relativ grössere Kränklichkeit der flesh-eaters an Verdauungskrankheiten findet[2]) sind diese Zahlen nicht durchschlaggebend. Einmal sind die gesundheitlichen Verhältnisse der einzelnen Kasten und Stämme aller Wahrscheinlichkeit nach sehr verschieden, und ferner liegt nur eine pro-mille Verteilung der Todesfälle, ohne Berücksichtigung des Alters, vor, was schon grosse Verschiedenheiten erklären könnte.

Demnach muss man vorläufig eine abwartende Stellung diesen wichtigen Fragen gegenüber einnehmen. Nur werden viele wohl geneigt sein W. Farr beizupflichten, wenn er im 32. Report of the Registrar General (für 1869) angesichts der wachsenden Anzahl der an Podagra sterbenden Menschen meint, dass es notwendig sein dürfte, die Nahrung der gebildeten Klassen wenigstens einigermassen zu reformieren, und dass raffinierte Völlerei ebenso verhängnisvoll als der übermässige Genuss geistiger Getränke ist. Aber statistische Belege für diese Ansicht dürften schwer zu beschaffen sein.

---

1) F. Hueppe: Der moderne Vegetarianismus. Berlin 1900.

2) James Meikle: On the additional Premium required for Residence in Foreign Climates (Journ. Inst. Act. 1876, XIX).

2. Wie die Wirkung der Ernährungsweise auf die Erwachsenen noch einer statistischen Beleuchtung harrt, so auch die des Tabakrauchens.

Eine statistische Untersuchung über die Häufigkeit der Nikotinvergiftungen der Raucher und die Einwirkung des Rauchens auf den ganzen körperlichen und geistigen Zustand (nicht zu vergessen die bisweilen vorkommenden Fälle von Syphilisverbreitung mittels Cigarren) dürfte nicht undenkbar sein, und diese Aufgabe würde recht naturgemäss den Vereinigungen gegen das Tabakrauchen zukommen. Schwieriger würde es sein, die Wirkung anderer Genussmittel, wie z. B. des Opiums statistisch festzustellen, ganz zu schweigen von Morphiumvergiftungen. Nur was die Wirkung der geistigen Getränke betrifft, so verfügt man über ein grösseres Beobachtungsmaterial, welches direkt oder indirekt die Wirkung des Alkoholismus beleuchtet.

Die Wirkungen des übermässigen Genusses geistiger Getränke zu ermitteln hat Neison einen Versuch gemacht. Er verschickte dazu Fragebogen mit der Bitte um Ausfüllung. Das Resultat liegt in einem häufig citierten Aufsatz seiner Contributions to Vital Statistics vor: On the Rate of Mortality among of Persons Intemperate Habits [1]). Neison kommt zu dem Resultat, dass die Mortalität unter den unmässigen Trinkern eine ausserordentlich grosse ist. Nach der Sterblichkeit in England und Wales sollten nach seiner Berechnung 110 Todesfälle eingetreten sein, während thatsächlich 357 vorlagen. Namentlich waren es das Nervensystem und die Verdauung, die unter dem Missbrauch der Spirituosen gelitten hatten; unter den 357 Todesfällen entfielen 57 auf Delirium tremens.

Die ungeheure Sterblichkeit, die hier gefunden wurde, ist aber nicht auf rationellem Wege abgeleitet. Im ganzen verfügt Neison nur über 357 Beobachtungen, er hat nur nach solchen gefragt, die als trunksüchtige verstorben sind, und diese Personen von dem Augenblick an unter Beobachtung genommen, wo sie angeblich der Trunksucht anheimgefallen sind. Es ist also keine einzige Person vertreten, die nicht vor dem Ablauf der Beobachtungszeit gestorben wäre. Man kann daher ganz dieselben Einwendungen erheben, wie gegen eine Statistik der Berufssterblichkeit, die nur auf Todesfällen fusst. Es ist überdies wahrscheinlicher, dass der Berichterstatter den Augenblick, wo die betreffende Person der Trunksucht verfallen ist, zu spät, als zu früh angesetzt hat. Zieht man ferner in Betracht, dass nur diejenigen berücksichtigt sind, die der Erinnerung des Mitteilenden gemäss in Folge Trunkes oder nach einem unordentlichen Lebenswandel gestorben sind, nicht auch diejenigen, die noch aushalten, so erkennt man leicht, dass eine Anzahl von Lebensjahren — wie viele oder wie wenige lässt sich nicht bestimmen — unberechnet geblieben sein können. Dadurch würde dann die Sterblichkeit grösser erscheinen, als sie wirklich gewesen ist. Diese Untersuchung muss also als nicht hinlänglich fundiert ausser Betracht bleiben, und zwar auch in ihren Ergebnissen zweiter Ordnung, nach welchen Biertrinker länger leben sollen als Spirituosentrinker, und diese wiederum ein wenig länger, als solche, die beiderlei Getränke geniessen, oder dass trunksüchtige Arbeiter und Handwerker länger leben sollen als entsprechende Mitglieder der liberalen Professionen, und diese wiederum länger als trunksüchtige Frauen.

3. Ueber ein Menschenalter später wurde von ärztlicher Seite eine neue statistische Erhebung vorgenommen, die von Abstinenzgegnern ebenso

---

1) Die Abhandlung ist in Journ. Stat. Soc. 1851, XIV aufgenommen.

häufig citiert worden ist, wie die Neison'sche von Abstinenzlern, trotz der Erklärung, welche der Berichterstatter Isambard Owen auf dem hygienischen Kongress in London 1891 gegeben hat[1]). Der Bericht fusst auf Aufzeichnungen von 178 Mitgliedern der British Medical Association und enthält Auskünfte über 4234 Todesfälle, bei denen die Stellung der Verstorbenen zu den alkoholischen Getränken bekannt war. Indem ich hier die Uebergangsfälle weglasse (im ganzen 456), war die Verteilung folgende:

Abstinenzler . . .	122	Durchschnittsalter	beim Tode	51,2
Mässige Trinker . .	1529	"	"	62,1
Gelegenheitstrinker .	977	"	"	59,7
Starke Trinker . .	547	"	"	57,6
Trunkenbolde . . .	603	"	"	52,0
Zusammen	3778			—

Zu den mässigen Trinkern (habitually Temperate) wurden solche gerechnet, die nur selten und dann mit Mass geistige Getränke geniessen (ausgenommen als Medizin), zu den Gelegenheitstrinkern (Careless Drinkers) solche, die unter Umständen recht reichlich trinken, ohne doch die „physiologische Grenze“, $1^1/_2$ Unze reinen Alkohol durchschnittlich täglich, zu überschreiten, zu den starken Trinkern (Free Drinkers) solche, die oft und viel trinken, ohne als eigentliche Trunkenbolde bezeichnet werden zu können; diesen folgen dann endlich die eigentlichen Trunkenbolde (the decidedly Intemperate).

Dass man ein so niedriges Durchschnittsalter beim Tode für Total Abstainers erhält, ist aller Wahrscheinlichheit nach darauf zurückzuführen, dass es sich bei ihnen um eine relativ neue Bewegung handelt, die viele junge Anhänger und daher auch viele Todesfälle im jugendlichen Alter zählt. Die Zahlen sind häufig als Ausdruck der mittleren Lebensdauer missdeutet worden. Ueberhaupt lassen sich diese Beobachtungen offensichtlich nicht unmittelbar für unsere Zwecke verwerten.

Dagegen enthalten sie Anhaltspunkte zur Beurteilung der Stellung, welche die verschiedenen Gesellschaftsklassen zu den alkoholischen Getränken einnehmen. Es stimmt z. B. gut mit dem im vorigen Kapitel Entwickelten, wenn die Fleischer verhältnismässig sehr viele trunksüchtige und unmässige zählen, wenn die Trunksucht dagegen in der Geistlichkeit ausserordentlich selten, häufiger unter Aerzten und Juristen, noch häufiger unter Maurern und Handelsreisenden ist.

Auch ein Studium der Todesursachen nach diesen Beobachtungen ist lehrreich. So nimmt die Häufigkeit der Cirrhosis sehr stark mit dem Grade des Alkoholgenusses zu, während viele andere Krankheiten sich gewissermassen neutral verhalten. Auf dem Fragebogen wurde auch notiert, ob der Verstorbene an Gicht (Gout) gelitten hatte. Es erwies sich, dass diese Krankheit wie die Cirrhosis sehr häufig den unmässigen Alkoholverbrauch begleitet. Etwa die Hälfte der 65 jährigen Alkoholiker war gichtisch, dagegen nur eine unbedeutende Anzahl der Temperenzler oder der mässigen Trinker. Zwischen 40 und 65 jährigen war etwa $^1/_3$ der

1) Report upon the Connection of Disease with Habits of Intemperance. Prepared for the Collective Investigation Committee of the British Medical Association. London 1888.

2) Transactions of the Seventh International Congress of Hygiene 1892, I, p. 216.

verstorbenen Trunksüchtigen und Unmässigen gichtisch, dagegen nur wenige Proz. der Mässigen

Mit einer geringen Mehrarbeit hätte sich die Kollektivuntersuchung der British Medical Association viel wertvoller gestalten lassen. Jeder Mitarbeiter hätte in seiner klinischen Bekanntschaft einige Typen für den grösseren oder geringeren Verbrauch geistiger Getränke auswählen können und diese während einiger Jahre beobachten. Man hätte auf diese Weise eine Sterbetafel für Trunksüchtige, für Teetotallers etc. erzielen können. Die Namen konnte jeder Berichterstatter verheimlichen, um nicht der Indiskretion beschuldigt zu werden. Eine solche gemeinschaftliche Untersuchung würde sich sehr nützlich erweisen; es wäre natürlich nicht notwendig, dass sich nur Aerzte an ihr beteiligten.

Viel gelungener als die vorgenannten Untersuchungen war eine Abhandlung von W. H. Sykes (vgl. oben p. 440). Er fand für die europäischen Truppen in Madras Presidency 1849 die folgenden Zahlen:

	Anzahl	Krankheitsfälle	Sterbefälle
Abstinenzler . . .	450	589	5
Mässige	4318	6114	100
Unmässige	942	2024	42
Zusammen	5710	8727	147

Wie man sieht, ist die Sterblichkeit und Kränklichkeit unter Unmässigen bedeutend grösser, als unter Abstinenzlern und Mässigen. Hepatitisfälle zählt Sykes in den drei Klassen 26 bezw. 249 und 96, davon 0 bezw. 16 und 2 mit tödtlichem Verlauf.

Einige Jahre früher fand Martin (oben p. 440), dass die Mitglieder der Temperance Societies unter den Truppen in der Bengal Presidency eine zwei bis dreimal niedrigere Morbilität hatten, wie die übrigen. Derartige Untersuchungen dürften sich leicht häufen lassen, ebenso solche mit Rücksicht auf Diätvorschriften in Armenhäusern und Gefängnissen[1]).

4. Von grossem Interesse zur Beurteilung der Wirkung der Abstinenz und des mässigen Spirituosengenusses sind ferner die Beobachtungen der Lebensversicherungsgesellschaften, welche Abteilungen für Abstinenzler haben. So teilt die oben erwähnte Gesellschaft (Abstainers and General) mit, dass auf 477 in der Abstainers Division nach der H^m Tafel zu erwartende Todesfälle 1884—1900 nur 239 beobachtete kamen, also genau die Hälfte. Namentlich hat in dieser Richtung the United Kingdom Temperance and General Provident Institution ein grosses Material gesammelt. Die Gesellschaft hat zwei Abteilungen, eine für Volltemperenzler und eine für andere; in die letztere werden jedoch unmässige Trinker unter keiner Bedingung aufgenommen. Zur Berechnung der erwartungsmässigen Sterblichkeit wird die H^m Tafel benutzt.

Man hat dann (nach dem Statement of Business, Year 1898):

(Tabelle siehe p. 626.)

Die Sterblichkeit in der Temperance Section ist also bedeutend niedriger als in der General Section. Indessen darf man nicht ohne weiteres die Zahlen als Ausdruck für die Mindersterblichkeit der Temperenzler auffassen. Wie man sieht, nimmt die Temperance Section am geschwindesten zu. 1866—70 hatte man in ihr nur etwas mehr als halb

1) Vgl. z. B. Medical Temperance Journal 1873, p. 133, 1882, p. 54.

Periode	Temperance Section		General Section	
	Anzahl der Todesfälle nach			
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
1866—70	411	549	944	1008
1871—75	511	723	1330	1268
1876—80	651	933	1480	1485
1881—85	835	1179	1530	1670
1886—90	1015	1472	1750	1846
1891—95	1203	1686	1953	1958
1896—98	757	1114	1078	1220
Zusammen	5383	7656	10065	10455

so viele Todesfälle wie in der allgemeinen Abteilung zu erwarten, 1896—98 waren die Zahlen fast gleich. Nun ist bekanntlich in den ersten Jahren nach Eintritt in die Versicherung die Sterblichkeit verhältnismässig klein. Indessen dürfte diese Fehlerquelle schwerlich den ganzen Unterschied erklären können. Nach den p. 501 mitgeteilten Berechnungen stellt sich das Sterblichkeitsniveau in den ersten 5 Versicherungsjahren etwa um $\frac{1}{5}$ niedriger, als später. Zieht man nun von den oben angeführten 7656 erwartungsmässigen Fällen der Temperance Section etwa 20 Proz. ab, so bleiben 6125, eine Zahl, die immer noch bedeutend die beobachtete übertrifft und bleibend die Erfahrungen in der General Section in den Schatten stellt. Ueberdies lässt sich doch kaum annehmen, dass alle Mitglieder der General Section länger als 5 Jahre, alle Mitglieder der Temperance Section kürzer als 5 Jahre versichert sind. Eine Betrachtung der Erfahrungen der Birmingham-Gesellschaft zeigt auch, dass die höheren Altersklassen günstige Lebensaussichten haben, wenngleich nicht so günstige, wie die jüngeren. Ueber 45jährig starben 107, unter 45jährig 132, die erwartungsmässigen Zahlen waren 174 bezw. 303, d. h. es waren die wirklichen Todesfälle nur 61 bezw. 43 Proz. der erwartungsmässigen. Nun ist der Zutritt in den mittleren und höheren Altersklassen sehr gering, die Mehrzahl ist also in ihnen schon länger als 5 Jahre versichert, das Sterblichkeitsniveau sollte somit bedeutend höher liegen, als hier gefunden.

Auch die Sceptre Life Association hat bezügliche Beobachtungen gesammelt. Die Aufnahmebedingungen in ihre allgemeine Abteilung sind mit Rücksicht auf Alkoholgenuss sehr streng und die Sterblichkeit ist auch dementsprechend klein, aber doch bedeutend höher, als in der Enthaltsamkeitsabteilung.

Die Erfahrungen für 1884—99 sind folgende:

(Tabelle siehe p. 627.)

Auch hier dürfte die stärkere Zunahme der Temperance Section als störende Ursache auftreten. Ein jedes Mitglied der Temperance Section hat nach 5 Jahren zu bescheinigen, dass es gänzlich enthaltsam gewesen ist; falls es dies nicht kann oder versäumt (was recht häufig vorkommen soll), wird er in die allgemeine Abteilung übertragen. Man könnte erwarten, dass dadurch eine Verschiebung zu Ungunsten der allgemeinen Abteilung eintreten würde; es werden unter den Uebertragenen ja z. B. solche sein, die trunksüchtig geworden sind oder die glauben,

	Enthaltsamkeits-Abteilung		Allgemeine Abteilung	
	Todesfälle nach			
	Erfahrung	Berechnung	Erfahrung	Berechnung
1884—88	110	195	368	466
1889—93	184	312	466	564
1894—98	228	419	498	628
1899	47	94	86	140
Zusammen	569	1020	1418	1798

wegen Kränklichkeit Alkohol brauchen zu sollen, also eine Reihe von Personen mit wahrscheinlich häufigen Todesfällen. Es zeigte sich jedoch, dass die Sterblichkeit unter den von einer Abteilung in die andere überführten Personen allerdings grösser war, als in der Temperance Section, aber kleiner als in der allgemeinen Abteilung. Da diese Versicherungen seit 5 Jahren bestanden, ist hier gleichzeitig die Wirkung der geringeren Sterblichkeit kurz nach Zeichnung der Versicherung wesentlich neutralisiert und ein Fingerzeig gewonnen, dass wirklich die absolute oder relative Enthaltsamkeit bedeutungsvoll für die Lebensaussichten ist. Nach der Bilanzberechnung von H. W. Manly, bei der für ältere Versicherungen die Tafel $H^{m(5)}$ benutzt wurde, konnte man denn auch den Mitgliedern der Temperance Section einen grösseren Bonus als denen der allgemeinen Abteilung zuteilen, was ebenfalls für eine geringere Sterblichkeit zeugt. Es wäre sehr zu wünschen, dass die betr. Gesellschaften, von denen einzelne über recht umfangreiche Beobachtungsreihen verfügen, eine tiefgehende Untersuchung der ganzen Frage vornehmen möchten, unter genauer Berücksichtigung aller störenden Ursachen, speziell der Wirkung der ärztlichen Auslese; bis jetzt haben wir eine obere Grenze des Sterblichkeitsunterschiedes der beiden Gruppen gefunden, es gilt also nunmehr eine untere Grenze zu bestimmen. Aller Wahrscheinlichkeit nach wird das Ergebnis einer solchen genaueren Prüfung wirklich eine merkbar geringere Sterblichkeit der Teetotallers als der Nicht-Teetotallers sein.

5. Um die Wirkung des unmässigen Genusses geistiger Getränke zu beobachten, kann man auch die Berufssterblichkeit in Betracht ziehen, indem man solche Professionen heraussucht, bei denen die Versuchung zum Trunke besonders gross ist, wie bei Gastwirten, Kellnern u. a. Es lässt sich allerdings nicht leugnen, dass aller Wahrscheinlichkeit nach viele der hier beobachteten Personen mässig sind. Die Ergebnisse sind also nicht ganz klar; falls man aber eine Uebersterblichkeit findet, wird man schliessen dürfen, dass diese um so grösser ausgefallen sein würde, wenn man alle Mässigen hätte ausscheiden können.

In dieser Richtung fallen nun, wie gewöhnlich in der Berufssterblichkeit, besonders die englischen Beobachtungen ins Gewicht, und ich gebe daher eine Zusammenstellung für gewisse bezügliche Berufe auf Grundlage der Statistik für 1890—92. Die Statistik unterscheidet Gastwirte nebst solchen, die geistige Getränke verkaufen (Inn or Hotel Keeper; Dealer in Spirits, Wine or Beer), auf der einen Seite und Kellner u. dgl. auf der anderen (Inn or Hotel Servant).

Von 1000 Personen starben durchschnittlich jährlich:

	20—25 Jahre	25—35 Jahre	35—45 Jahre	45—55 Jahre	55—65 Jahre
Gastwirte	8,69	15,21	23,32	34,84	53,18
Kellner u. s. w.	6,49	14,88	28,82	38,00	47,71
Beide Klassen zusammen	6,85	15,06	24,52	35,24	52,68
Allg. Bevölkerung	5,55	7,67	13,01	21,37	39,01
Allg. berufsthätige Bevölkerung . .	5,07	7,29	12,43	20,66	36,66
do. in London	5,07	8,15	15,50	25,31	44,03
do. in Industriebezirken	5,53	8,65	15,91	27,82	50,15
do. in Ackerbaubezirken	4,67	6,00	8,96	13,82	26,11

Wie man sieht, enthüllen diese Zahlen eine ungeheure Sterblichkeit in den betr. Berufsklassen. Nun spielt bei ihnen allerdings der Altersaufbau eine erhebliche Rolle. Die Gastwirte treten häufig erst in höherem Alter in ihren Beruf ein, sei es nun, dass sie vorher Kellner waren oder aus anderen Berufen übertraten. Unter 1000 männlichen Personen überhaupt standen im Alter von 25—35 Jahren 233, in den folgenden 10jährigen Klassen 179 bezw. 133. Unter den Gastwirten war die Verteilung dagegen 212, bezw. 279 und 251, was eine bedeutende Anhäufung in der Altersklasse 35—55 andeutet. Dies bewirkt, dass die Sterblichkeit in den 10jährigen Klassen etwas ungünstiger erscheint, als der Wirklichkeit entspricht. Indessen sieht man, dass die Sterblichkeit der Gastwirte im Alter 20—25 grösser war, als in der allgemeinen Bevölkerung im Alter 25—35, wo das Durchschnittsalter doch notwendig höher ist, und wiederum im Alter 25—35 grösser, als in der allgemeinen Bevölkerung im Alter 35—45. Das Niveau ist somit in jedem Falle ein hohes. Hierzu kommt, dass die Kellner eine etwas andere Altersbesetzung haben, mit verhältnismässig vielen jungen Leuten: im Alter 15—25 486 p. mille, im Alter 25—35 292, und nachher von Altersklasse zu Altersklasse eine starke Abnahme. Die Sterblichkeit der Kellner ist somit aller Wahrscheinlichkeit nach grösser, als hier gefunden, und bei Zusammenfassung der beiden Gruppen werden die erwähnten störenden Ursachen zum Teil einander aufheben.

Um nun einen Ueberblick über diese Verhältnisse zu gewinnen, kann man vorerst in üblicher Weise die erwartungsmässigen Fälle berechnen. Man erhält dann folgendes Ergebnis:

	Anzahl der Todesfälle im Alter 25—65		Auf 100 erwartete Todesfälle kamen beobachtete	Standardberechnung
	nach Beobachtung	nach Erwartung		
Gastwirte	5880	3660	161	164
Kellner	1557	833	187	173
Gastwirte und Kellner zusammen	7437	4493	166	166
Gastwirte Londons	713	419	170	169
Kellner do.	802	383	209	197
Gastwirte u. Kellner do. . .	1515	802	189	184
Gastwirte in Industriebezirken .	1505	754	200	203
Kellner do. . .	263	149	177	158
Gastwirte u. Kellner do. . .	1768	903	196	195
Gastwirte in Ackerbaubezirken .	835	642	130	132
Kellner do. . .	83	53	157	145
Gastwirte u. Kellner do. . .	918	695	132	135

Die eigentümliche Altersbesetzung und die Sterblichkeit im Alter 55—65 (die verhältnismässig nicht so hoch über dem allgemeinen Niveau liegt) bringen es mit sich, dass die Standardberechnung für Kellner ein etwas anderes, und zwar günstigeres Resultat giebt, als die Methode der erwartungsmässigen Todesfälle. Denn die schwach besetzte Altersklasse mit der verhältnismässig günstigen Sterblichkeit erhält ein grösseres Gewicht bei der ersteren als bei der letzteren Methode. Vergleicht man das allgemeine Sterblichkeitsniveau in den einzelnen Gebieten mit dem für Gastwirte und Kellner zusammen gefundenen, so wird man ersehen, dass sie im ganzen zwei parallele Reihen bilden, in den Ackerbaubezirken ist die Differenz 66, in London 69, in den Industriebezirken 70 und im ganzen Lande 71, also nicht sehr verschieden. Versuche man eine ähnliche Interpolation wie in früheren Kapiteln (vgl. p. 549 f.), so erhält man als mutmasslich der Wirklichkeit sehr nahe kommendes Resultat, dass die Gastwirte und Kellner zusammen etwa dasselbe Niveau behalten; für die Gastwirte allein dürfte es nach der Standardberechnung etwa auf 163 sinken, für die Kellner auf etwa 180 steigen. Wiederum ergiebt sich also, dass die Sterblichkeit dieser Berufsklassen eine ausserordentlich grosse ist, und man kann ohne wesentliche Gefahr mit den ursprünglichen Standardzahlen rechnen, wo es sich um die Verteilung nach Todesursachen handelt. Dies ist in der nachstehenden Tafel geschehen:

Sterblichkeit an	Gastwirte	Kellner u. s. w.	Allgemeine Bevölkerung	Allgemeine berufsthätige Bevölkerung
Phthisis	259	476	192	185
Lungenentzündung	158	197	107	105
Anderen Krankheiten im Respirationssystem	129	166	117	116
Krankheiten im Cirkulationsystem	193	174	132	126
Leberkrankheiten	201	62	29	27
Anderen Krankheiten im Verdauungssystem	49	49	29	28
Bright'scher Krankheit	62	50	28	27
Anderen Krankheiten im Urinarsystem	28	27	16	14
Krebs	53	65	47	44
Krankheiten im Nervensystem	160	108	102	82
Gicht und Rheumatismus	31	21	9	9
Alkoholismus	92	106	13	13
Unglücksfall	46	51	56	56
Selbstmord	32	25	15	14
Andere Ursachen	149	148	108	107
Zusammen	1642	1725	1000	953

Einige der Differenzen dürften ganz oder teilweise auf Unvollkommenheiten des Materials, besonders die zu grossen Altersintervalle zurückzuführen sein, so der Unterschied bei den Leberkrankheiten; andere Ergebnisse stimmen für Gastwirte und Kellner ganz gut überein. Uebrigens sind die schädigenden Ursachen in den beiden Berufsklassen offenbar an und für sich nicht die gleichen; die Kellner werden z. B. mehr der Ueberanstrengung ausgesesetzt sein, als die Gastwirte, die wohl eher häufig unter einem Mangel an Bewegung leiden. Sehr viele Todesfälle sind unmittelbar auf Alkoholismus zurückgeführt. Mittelbar beruht darauf z. T. die Uebersterblichkeit an Selbstmord. Verhältnismässig sehr häufig sind

ferner die Todesfälle an Rheumatismus und Gicht wie an der Bright'schen und Leberkrankheiten. Ferner weisen Phthisis und Lungenentzündung eine grosse Uebersterblichkeit auf.

Allerdings können nun, wie erwähnt, ausser dem Alkoholismus verschiedene andere gesundheitschädliche Momente angeführt werden, so der Aufenthalt in schlecht ventilierten Räumen, eine lange und unregelmässige Arbeitszeit, aber diese Missstände dürften kaum eine massgebende Stellung einnehmen.

6. Sowohl Ogle wie Farr fanden ebenfalls äusserst ungünstige Verhältnisse in den fraglichen Berufen. Für beide Berufe zusammen berechnete Farr (im 39. Report 1878, vgl. Vital Statistics, p. 287) im 25. Lebensjahre eine mittlere Lebenserwartung gleich 31,3 Jahre, für die englische Geistlichkeit 42,1, also fast 11 Jahre mehr, und für England (Männer) 36,1. Ein Mann, welcher sich mit 25 Jahren jenem Erwerb zuwendet, bezahlt also hiernach diesen Schritt gewissermassen mit 5 Jahren seines Lebens; denn so gross ist der Unterschied zwischen der allgemeinen durchschnittlichen Lebensdauer und derjenigen der Gastwirte.

Diese Beobachtungen werden nun auch durch andere Untersuchungen bestätigt. Mehrere Versicherungsgesellschaften z. B. haben die Sterblichkeit der bei ihnen versicherten Gast- und Schankwirte untersucht. Namentlich in älterer Zeit wurden wohl Gast- und Schankwirte verhältnismässig häufig versichert, weil der gesundheitsschädigende Einfluss der geistigen Getränke nicht bekannt war. Verlangten doch noch 1840 die grossen Lebensversicherungsgesellschaften eine Zuschlagsprämie von 10 Proz. für Abstinenzler wegen des angeblichen Risikos derartiger Leben[1]). Hier mag auf eine Abhandlung von John Stott hingewiesen werden[2]). Nach der H^m Table hätte man in der Scottish-Amicable 61 Todesfälle erwarten sollen, während thatsächlich 102 eintrafen; namentlich waren die Sterbefälle an Krankheiten des Nerven- und des Verdauungssystems häufig. — Später bearbeitete G. Douglas die Erfahrungen der „Life Association of Scotland", betreffend 862 Personen, die mit Ausschank und Verschleiss von geistigen Getränken beschäftigt waren[3]). Die Ergebnisse gehen ganz in derselben Richtung; im ganzen starben 215 statt 143 nach der H^m Tafel zu erwartende. So auch die Ergebnisse, welche Th. Wallace auf Grundlage der seit 1823 gemachten Erfahrungen der North British and Mercantile Insurance Co. gefunden hat. Unter 674 Personen fand er 184 Todesfälle, wo nach der H^m Tafel 123 zu erwarten waren[4]). Eine gemeinschaftliche Untersuchung der schottischen Lebensversicherungsgesellschaften, welche 1890 beschlossen wurde, ergab ebenfalls eine grosse Sterblichkeit in den betreffenden Berufen[5]). Im ganzen fand man für 1854—90 1624 Todesfälle unter Männern, gegenüber 1169 nach der H^m

1) Medical Temperance Journal 1892, p. 85.

2) On the Mortality among Innkeepers, Publicans and other Persons engaged in the Sale of Intoxicating Liquors — being the Experience of the Scottish Amicable Life Assurance Society during Fifty Years 1826—76. Journ. Inst. Act. 1876, XX.

3) Statistics as to the Mortality Experience among Assured Lives in the Liquor Trade. Transactions of the Actuarial Society of Edinburgh 1891, II.

4) On the Rate of Mortality among Liquor-Sellers. Ibidem.

5) Mortality in the Liquor Trade. Investigation by the Associated Scottish Life Offices. Journ. Inst. Act. 1898, XXXIII.

Tafel berechneten; für Frauen, teils Ehefrauen von Verkäufern geistiger Getränke, teils selbstthätig, waren die Zahlen 132 bezw. 119, also nicht so auffallend verschieden, wie bei den Männern. Unter die beobachteten Personen sind auch Kolonialwarenhändler (Grocers), aufgenommen, ob sie nun ausdrücklich die Licenz zum Detailverkauf geistiger Getränke deklariert hatten (licensed to sell intoxicating liquor by retail) oder nicht. Ein Teil derselben dürfte also gewerblich gar nicht mit geistigen Getränken zu thun haben. Für männliche „Licensed Grocers“ in Schottland und Irland ergab die Untersuchung 148 beobachtete gegen 104 zu erwartende Todesfälle, also eine deutliche Uebersterblichkeit; für Grocers ohne diese Beschränkung (ebenfalls in Schottland und Irland) 346 bezw. 350, also fast eine normale Sterblichkeit. Diese Zahlen sind recht bezeichnend, namentlich wenn man sich der niedrigen Sterblichkeit der Grocers in England erinnert (oben p. 550 f.). Weinhändler (in England zugleich Spirit Merchants) hatten 86 Todesfälle gegen 67 erwartungsmässige. Die Hauptgruppen waren die eigentlichen Schankwirte (Publicans), also solche, die mutmasslich geistige Getränke zum Verbrauch in ihrem Lokal verkaufen, ferner die Gast- und Hotelwirte (Innkeepers, Hotelkeepers).

Für Publicans waren die Zahlen: nach Beobachtung 430, nach Erwartung 235, für Inn- and Hotelkeepers 510 bezw. 324. Der Unterschied zwischen Erwartung und Wirklichkeit ist also sehr gross. Diese Uebersterblichkeit bleibt bestehen, auch wenn man die Beobachtungen nach Dauer der Versicherung zerlegt und zwar in jeder Gruppe, auch zeigt sich etwa dieselbe Uebersterblichkeit in der Periode 1854—72 wie 1873—90. Eine Ausgleichung der Beobachtungen ergiebt die folgenden Sterblichkeitswerte.

Von 100 Personen starben binnen Jahresfrist:

Alter (Jahre)	H^m	Publicans	Innkeepers and Hotelkeepers
25	0,66	1,18	1,25
35	0,88	2,08	1,90
45	1,22	2,86	2,51
55	2,10	3,67	3,14
65	4,34	5,30	4,80

Die Erhöhung der Sterblichkeit erstreckt sich also auf alle Altersklassen, ist aber namentlich auffallend im kräftigen Mannesalter.

Wie steht es nun mit den betr. Berufen in anderen Ländern? Hierzu kann eine Untersuchung für München von J. Sendtner angeführt werden, der jedoch meist veraltete Methoden benutzt[1]). Derselbe weist nach, dass die Bierbrauer eine sehr grosse Sterblichkeit haben; in diesem Berufe wie in dem der Gastwirte und -wirtinnen spielten nach ihm die Herzkrankheiten eine grosse Rolle; 8 Liter Bier am Tage zu vertilgen schien unter den Braugehilfen als eine mässige Leistung zu gelten. Für Schankwirte und verwandte Berufe fand Sörensen (vgl. oben p. 477) in den dänischen Städten ebenfalls eine sehr bedeutende Sterblichkeit. 9½ Proz. der Todesfälle beruhten auf Alkoholismus. Auch in der Schweiz ist das Gastwirtsgewerbe durch eine bedeutende Sterblichkeit gekenn-

1) Ueber Lebensdauer und Todesursachen bei den Biergewerben. München 1891. (Arbeiten aus dem pathologischen Institute, 1. Serie.)

zeichnet (etwa 1,3 der durchschnittlichen). Saloonkeepers und dgl. in Nordamerika haben nach dem Censusbericht eine recht hohe Sterblichkeit. Auch die holländische Berufsstatistik deutet auf ungünstige Sterblichkeitsverhältnisse sowohl unter Kellnern, wie unter Schank-, Gast- und Hotelwirten hin. Was endlich die Pariser Statistik betrifft, so fand Bertillon für Weinhändler, Schankwirte, Restaurateure u. s. w. ebenfalls ein hohes Sterblichkeitsniveau.

Ueberall scheint somit Uebereinstimmung mit Rücksicht auf die grosse Sterblichkeit in den Berufen zu herrschen, die mit geistigen Getränken zu thun haben. Dass die Frankfurter Statistik eine verhältnismässig niedrige Kränklichkeit der Kellner, Köche etc. männlichen und weiblichen Geschlechts ergiebt, sowohl unter Vollmitgliedern wie unter Nicht-Vollmitgliedern, allerdings bei recht ungünstiger Verteilung auf diese Gruppen, ist, wie wir so oft gesehen haben, kein Beweis in entgegengesetzter Richtung. Ebensowenig dürften die Krankenkassenerfahrungen der englischen Independent Order of Rechabites (für Abstinenzler) in dieser Beziehung beweiskräftig sein, da hier sehr viel von der Krankenkassenpraxis abhängt. Neison jun. fand bei den Rechabites für die jüngeren Jahre eine recht bedeutende Kränklichkeit, wogegen die Sterblichkeit derselben wesentlich niedriger war als in the Manchester Unity of Odd Fellows und in the Ancient Order of Foresters [1]).

7. Verfolgen wir nun den Zusammenhang zwischen Berufssterblichkeit und Alkoholismus, so zeigen die englischen Beobachtungen, dass der Alkoholmissbrauch, welcher sich in grosser Sterblichkeit an Alkoholismus kennzeichnet, ohne Ausnahme von einer grossen Gesamtsterblichkeit begleitet ist. Betrachtet man 30 und mehr Alkoholismus-Todesfälle nach der Standardberechnung als eine grosse Sterblichkeit an dieser Ursache, so ordnen sich die davon betroffenen Berufe wie folgt:

	Anzahl der Standard-todesfälle	
	überhaupt	an Alkoholismus
Fleischer	1096	35
Friseure, Barbiere	1099	35
Strassenverkäufer u. s. w. (Costermonger, Hawker)	1652	36
Brauer	1427	41
Dockarbeiter	1829	52
Kaminfeger	1311	59
Gastwirte u. s. w.	1642	92
Kellner u. s. w.	1725	106

Die Fleischer und Friseure sind nur wenigen Schädigungen durch den Beruf ausgesetzt, haben aber dennoch eine bedeutende Uebersterblichkeit. Für die übrigen Berufe führen die Versuchungen zum Alkoholmissbrauch eine noch grössere Gesamtsterblichkeit mit sich. Solch hohe Niveaus werden sonst nur erreicht, wo ausserordentlich grosse Missstände, wie Bleivergiftung oder Staubinhalation vorliegen.

1) The Rates of Mortality and Sickness according to the Experience for ten Years 1878—1887 of the Independent Order of Rechabites (Salford Unity) Friendly Society. Manchester 1889.

Auch eine etwas geringere Alkoholsterblichkeit ist, wenn sie den Durchschnitt übersteigt, in der Regel von einer grossen Gesamtsterblichkeit begleitet; die Coalheavers hatten 29 Alkoholismus-Todesfälle, und die Gesamtsterblichkeit war 1528, die Büchsenmacher 29 bezw. 1228, die Musiker 29 bezw. 1214, die Mietkutscher 28 bezw. 1153. Im Handelsstande, wo das allgemeine Sterblichkeitsniveau niedrig liegt, haben die Handelsreisenden, die Tabak- und Fischhändler verhältnismässig viele Alkoholsterbefälle, und das Sterblichkeitsniveau für sämtliche Ursachen liegt für sie bedeutend über dem Durchschnitt des Handelsstandes.

Stellt man die liberalen Berufe sämtlich zusammen, so erkennt man, dass die Reihenfolge nach Gesamtsterblichkeit genau der Reihenfolge nach Alkoholsterblichkeit entspricht. Im Transportwesen stehen die englischen Eisenbahnberufe wegen der Mässigkeit ihrer Mitglieder verhältnismässig hoch, und die Sterblichkeitsverhältnisse sind dem entsprechend auch günstig; die übrigen Transportberufe haben alle recht viele Alkoholtodesfälle und ungünstige Gesundheitsverhältnisse. Im Handel stehen die Grocers obenan mit einer ausserordentlich niedrigen Sterblichkeit und wenigen Alkoholtodesfällen. Dasselbe gilt in beiden Beziehungen für die Buchhändler. Der Ackerbau wie die Fischerei sind, wie wir oben gesehen haben, mit sehr guten Gesundheitsverhältnissen verknüpft; entsprechend der Alkoholismus nur unbedeutend vertreten. Die mässigen englischen Bergleute haben eine recht niedrige Sterblichkeit; am höchsten liegt für Kohlenbergleute das Niveau in Monmouthshire und S. Wales, wo auch die Alkoholsterblichkeit am grössten ist.

Sieht man endlich die Ziffern für Industrie und Handwerk durch, so wird man im ganzen für alle Berufe mit wenigen Alkoholsterbefällen eine niedrige Gesamtsterblichkeit finden; nur einzelne Ausnahmen, die meist leicht erklärlich sind, fallen ins Auge, so die Töpfer und die Coach Makers (mit verhältnismässig vielen Bleivergiftungen). Für die Berufe mit durchschnittlicher Alkoholismus-Sterblichkeit liegt auch das allgemeine Sterblichkeitsniveau etwas höher; einzelne abnorm hohe Sterblichkeitswerte, wie bei Feilenhauern und Kattundruckern, sind leicht zu verstehen.

8. Man kann somit nicht umhin, den **Trinksitten in den Berufen** einen sehr wesentlichen Einfluss auf die Verschiedenheiten in der Berufssterblichkeit beizumessen, und die Erfahrungen der Lebensversicherungsgesellschaften werden durch diese Ergebnisse leichter erklärlich. Man wird nun auch in der Litteratur interessante **Parallelen** finden können. So litt im städtischen Krankenhaus Kopenhagens unter 558 über 20jährigen männlichen Patienten, welche wegen Lungenentzündung behandelt wurden, über die Hälfte an chronischem Alkoholismus oder Delirium tremens, im ganzen 285, unter 292 weiblichen Patienten nur 8. Es ist interessant, dass, wenn man die Alkoholiker in Abzug bringt, man etwa dieselbe Anzahl von Krankenfällen bei jedem Geschlecht findet. Unter den männlichen Alkoholikern starben 25 Proz., unter den übrigen männlichen Patienten nur 13 Proz.[1]). Gegenüber solchen Beobachtungen verliert die früher allgemein verbreitete Anschauung, dass die geistigen Getränke als Ersatz für die unmittelbaren Verluste, die sie herbeiführen, das Verdienst haben, viele Todesfälle an ansteckenden Krankheiten zu ver-

1) Breuning-Storm: Bidrag til den krupöse Pneumonis statistik. Kopenhagen 1888.

hüten, wie dies z. B. W. Farr behauptete[1]), an Boden. Dass jene Anschauung nicht richtig ist, wies Max Gruber noch auf dem internationalen Kongress gegen Alkoholismus in Wien 1901 nach; grosse Gaben Alkohol schwächen die Widerstandsfähigkeit des tierischen Körpers gegen die Infektionserreger, kleine Dosen wirken gleichfalls in der Regel ungünstig, in keinem Falle können sie das Zustandekommen der Infektion hindern oder den Verlauf der Krankheit mildern oder abkürzen[2]). Durch Dr. Carlsens Initiative hat man eine Statistik der Alkoholtodesfälle in den Provinzialstädten Dänemarks gewonnen, indem sämtliche Fälle zusammengestellt wurden, wo Alkoholismus und Delirium tremens teils allein, teils in Verbindung mit anderen als Todesursache angeführt waren. Dadurch erhält man freilich nur Minimalzahlen. So tritt die recht häufige Lebercirrhosis nur ganz ausnahmsweise in diesen Verzeichnissen auf. Im ganzen fand man für 1890—97 672 Fälle unter über 20jährigen Männern, wo Delirium tremens oder chronischer Alkoholismus als einzige Ursache, 464, wo andere Ursachen zugleich genannt waren, unter Frauen 75 bezw. 62; die folgende Uebersicht enthält die Ergebnisse nach Altersstufen[3]).

Von 100 Todesfällen in jedem Geschlecht und Alter wurden auf Trunksucht zurückgeführt:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen
20—	0,9	0,0
25—	6,8	0,4
35—	14,4	1,0
45—	12,6	1,6
55—	8,2	1,5
65—	4,0	0,9
75—	1,3	0,3
85 u. dar.	0,5	0,0
Zusammen	6,7	0,8

Könnte man diese Fälle ausschalten, so würde die mittlere Lebensdauer der Männer im 20. Jahre um ein Jahr verlängert werden, und noch grösser würde die Zunahme sein, wenn auch andere Fälle wie trunksüchtige Selbstmörder etc. ausser Betracht gelassen werden könnten. Wie man sieht, erheischt die Trunksucht verhältnismässig ihre meisten Opfer im kräftigen Lebensalter; später nimmt der Anteil der Trunksucht bedeutend ab, vielleicht weil dann viele ihrer Opfer schon verstorben sind. Noch grösser waren die Zahlen, welche für die Schweiz gefunden wurden. So waren 1899 unter 3758 in 15 Städten verstorbenen über 20jährigen Frauen 76 oder 2 Proz. trunksüchtige, und unter 3909 Männern 408 oder 10 Proz. Bei den Frauen war für 24 Trunksucht als primäre Grundursache angegeben, für 52 als mitwirkende, für die Männer waren die Zahlen 88 bezw. 320[4]).

Zu auffallenden Resultaten mit Rücksicht auf die Verbreitung der Trunksucht gelangte auch die Harveian Society durch eine im Jahre

1) Vital Statistics, p. 284 f.

2) VIII. internationaler Kongress gegen den Alkoholismus. Wien, 9. bis 14. April 1901. Inhaltsangaben der angekündigten Vorträge.

3) Westergaard: Sœdelighedsforhold, statistisk belyste (Danmarks Kultur ved Aar 1900. Kopenhagen 1901).

4) Statistisches Jahrbuch der Schweiz. Neunter Jahrgang 1900.

1879 beschlossene Untersuchung. Von 10 000 Todesfällen im Alter von über 20 Jahren in London betrafen 4750 das männliche, 5250 das weibliche Geschlecht. Unter den Männern wurden in 905 Fällen der Tod durch Trunksucht herbeigeführt oder wenigstens beschleunigt; darunter waren 242 Fälle, wo der Tod ganz auf Trunksucht zurückgeführt werden konnte. Unter den Frauen waren die Zahlen 497 bezw. 155 [1]). Die Verbreitung der Trunksucht in London dürfte nach dieser Untersuchung verhältnismässig grösser sein, als in den dänischen Provinzialstädten.

Die Rolle der Trunksucht bei den Selbstmorden wird später berücksichtigt werden; sie scheint bedeutend zu sein; in Dänemark waren 1886—95 19 Proz. der männlichen, 3 Proz. der weiblichen Selbstmorde auf das Conto der Trunksucht oder Berauschung zu setzen. Unter 100 männlichen Selbstmördern waren 41 trunksüchtige, 51 nicht-trunksüchtige (8 Proz. unaufgeklärte). Für Frauen waren die Zahlen 9 bezw. 80 (11 unaufgeklärte). Auch für die Irrenanstalten erhält man in der Regel recht grosse Zahlen. Unter 974 männlichen Personen, welche in den Irrenanstalten von Massachusetts behandelt wurden, war die Geisteskrankheit in 296 Fällen auf geistige Getränke zurückgeführt, in 199 unaufgeklärt. Für Frauen waren die Zahlen viel günstiger: 87 unter 862 (131 unaufgeklärte) [2]).

In die Schweizer Irrenanstalten wurden 1899 2 741 Personen aufgenommen (1427 M., 1314 W.). Von diesen befanden sich 262 männliche und 34 weibliche mit Intoxikationspsychosen durch Alkohol, d. h. 18 bezw. 3 Proz. (Jahrbuch 1900).

Vieles wird in diesen Beziehungen selbstverständlich von der grösseren oder geringeren Verbreitung der Trunksucht im betr. Lande abhängen. Hier liegt der schwache Punkt der bezüglichen Untersuchungen; wir können bis jetzt leider nicht die Wahrscheinlichkeit einer trunksüchtigen Person, Selbstmörder oder geisteskrank zu werden, berechnen. Die angeführten Zahlen erweisen nur, dass ausserordentlich starke Wirkungen der Unenthaltsamkeit gegenüber geistigen Getränken in Frage kommen, und dass die Trunksucht bei Beurteilung des Gesundheitszustandes einer Bevölkerung sehr ins Gewicht fällt. Den näheren Zusammenhang aufzudecken bleibt Aufgabe der Zukunft. So viel dürfte feststehen, dass, wenn die Trunksucht aus der Welt geschafft werden könnte, die mittlere Lebenserwartung der Männer sich so erheblich verlängern würde, dass die jetzige diesbezügliche Ueberlegenheit des schwachen Geschlechtes wohl häufig ganz aufhören würde. Wo aber diese schädliche Wirkung beginnt, welchen Alkoholgenuss man als relativ indifferent gegenüber dem Gesundheitszustande betrachten darf, ist eine von der Statistik noch nicht beantwortete Frage. Vielleicht werden die physiologischen und psychophysischen Versuche von Kraepelin und anderen über die Wirkung kleiner Alkoholdosen auf die Arbeitskraft in dieser Beziehung als Wegweiser dienen können.

9. Man hat nun durch mehrere Untersuchungen nachzuweisen versucht, dass die Trunksucht nicht nur für den betr. Alkoholiker selbst verhängnisvoll ist, sondern auch für seine Nachkommenschaft. Das

---

1) Report of a Committee of the Harveian Society, appointed by the Council in Pursuance of a Resolution of the Society for the Purpose of Enquiring into the Mortality Referable to Alcohol. British Medical Journal 1883.

2) Relation of the Liquor Traffic to Pauperism Crime and Insanity. Twenty-Sixth. Annual Report of the Bureau of Statistics of Labor, Boston 1896.

könnte nun allerdings auf mehr indirekten Wirkungen der Trunksucht beruhn. Die alkoholischen Ausschweifungen stehen häufig mit Versuchungen in Beziehung, und namentlich spielt hier das unregelmässige Geschlechtsleben eine grosse Rolle. A. Forel führt zwei statistische Erhebungen an (in vorwiegender Mehrzahl für Männer) betr. die Häufigkeit der venerischen Infektionen (vgl. den oben citierten Kongressbericht). Nach der ersten Erhebung waren 179 venerische Infektionen (118 Gonorrhoen und 61 Syphilis) in 96 Fällen durch Beischlaf in nüchternem Zustande, in 58 in angeheitertem, in 24 in betrunkenem Zustande erworben; in einem Fall war die Person chronischer Alkoholist, der bei dem inficierenden Beischlaf nicht betrunken war. Die zweite Beobachtungsreihe umfasst 100 Fälle, nämlich 55 Gonorrhoen, 37 Syphilis, 8 Schanker (Ulcus molle). Unter diesen befanden sich 5 unbestimmte Fälle, 28 Personen waren bei dem inficierenden Beischlaf nüchtern, 43 angeheitert, 23 betrunken, 1 chronischer Alkoholist, aber nüchtern. Die überwiegende Mehrzahl der Beischlafe war ausserehelich. Für 66 Personen wurde ermittelt, ob der erste Beischlaf im Leben von alkoholischen Wirkungen beeinflusst war; in 25 Fällen gab der Betreffende an, angeheitert oder betrunken gewesen zu sein. Solche Einflüsse der Trunksucht werden nun schon von Bedeutung für die Sterilität der Ehe sein (wegen Azoospermie des Mannes infolge einer Gonorrhoe oder wegen Fehlgeburten infolge von Syphilis) [1].

Wo aber derartige Krankheiten nicht verhängnisvoll für die Nachkommenschaft sind, wird die durch die Trunksucht verursachte Armut hinlängliche Erklärung einer grossen Sterblichkeit der Kinder von Alkoholikern sein können. Man wird daher bei derartigen Untersuchungen äusserst vorsichtig verfahren müssen. Wo man speziell nachweisen will, dass die Kinder der Alkoholiker häufig wieder Säufer sind, wird man damit rechnen müssen, dass dies meist auf das böse Beispiel zurückzuführen sein wird. Hierzu kommt, dass man auch hier häufig insofern der notwendigen Anhaltspunkte entbehrt, als man in der Regel nicht nur Beobachtungen über Alkoholiker, sondern auch über Nicht-Alkoholiker haben sollte. Diese Einwendungen treffen z. B. die auch sonst nicht sehr durchsichtigen Untersuchungen Legrain's betr. 215 Alkoholiker [2]. Doch scheint sich so viel aus seinen Beobachtungen ableiten zu lassen, dass die Kinder der Alkoholiker häufiger todtgeboren oder lebensunfähig sind, wie man auch verhältnismässig viele geisteskranke Idioten oder in andererWeise defekte Individuen unter ihnen findet. Viel zuverlässiger scheinen die von Demme angestellten sorgfältigen Beobachtungen zu sein [3], die allerdings nur wenige Fälle umfassen. Er beobachtete während 12 Jahren, 1878 bis Ende 1889, 10 notorische Trinkerfamilien sowie 10 den nämlichen Berufsarten zugehörende Familien, bei denen ein nüchternes Verhalten gegenüber den alkoholischen Getränken notorisch war. Die Auswahl der Familien geschah ohne vorgefasste Meinung, nur wurde auf eine grosse Kinderzahl und das Fehlen einer ausgesprochenen Anlage zu Kropfbildung Rücksicht genommen. Die 10 teilweise mit Alkoholismus in früheren Generationen belasteten Trinkerfamilien hatten zusammen 57 Kinder, unter welchen 25

---

1) Prinzing: Die eheliche Fruchtbarkeit in Deutschland. Zeitschr. für Socialwissenschaft 1900, IV, p. 35.
2) Legrain: Dégénérescence sociale et alcoolisme. Paris 1895.
3) R. Demme: Ueber den Einfluss des Alkohols auf den Organismus des Kindes. Stuttgart 1891.

in den ersten Lebensmonaten starben; 6 der überlebenden waren Trinker, 5 wurden ausserdem in vorgeschrittenem Kindesalter von Epilepsie befallen, eins erkrankte an einem schliesslich zu Idiotismus führenden Veitstanz, 5 hatten angeborene Erkrankungen, wie Hasenscharte, 5 zurückgebliebenes Längenwachstum; nur 10 Kinder hatten eine normale Anlage und normale Entwickelung des Körpers und Geistes. Bei den 10 von alkoholischer Belastung freien und mit Rücksicht auf Alkohol mässigen Familien starben von 61 Kindern nur 5 an den mit Lebensschwäche zusammenhängenden Erkrankungen, 2 zeigten angeborene Defekte, 4 litten im späteren Kindesalter an heilbaren Affektionen des Nervensystems, wogegen nicht weniger als 50 eine normale Anlage und Weiterentwickelung aufwiesen[1]).

10. Im Vorhergehenden wurde das unregelmässige Geschlechtsleben berührt. Welchen Einfluss die bei diesem erworbenen Krankheiten auf die Gesundheit üben, ist leider nur zum Teil aufgeklärt. In einem Vortrag auf dem skandinavischen Lebensversicherungskongress in Helsingfors 1898 teilte Runeberg einige diesbezügliche interessante Zahlen mit[2]). Die finnische Lebensversicherungsgesellschaft Kaleva hatte in den Jahren 1874—95 11359 Personen aufgenommen, unter welchen 619 nach eigener Angabe Syphilis gehabt hatten. Unter den letzteren starben 78 oder 13 Proz., unter den übrigen nur 6 Proz. Doch darf man nicht übersehen, dass anfangs verhältnismässig häufiger Syphilitiker aufgenommen wurden, als später, wodurch diese summarischen Zahlen bedeutend an Beweiskraft verlieren. Bedeutungsvoller ist die Thatsache, dass von 734 Todesfällen unter Versicherten der Kaleva 84 Personen betrafen, die nach eigener Angabe syphilitisch waren oder mit grosser Sicherheit als syphilitisch angesehen werden konnten. Von diesen 84 starben 31 an Herzkrankheit, 22 an progressiver Paralyse und 21 an anderen Gehirn- und Rückenmarkskrankheiten, u. s. w. Ausserdem starben 20 Syphilitiker an Todesursachen ohne direkte Verbindung mit der Infektion, wogegen 47 Personen, die sich als nicht-syphilitisch angegeben hatten, im Verdacht standen, an Syphilis gestorben zu sein. 15 Proz. aller Todesfälle dürften auf Syphilis beruht haben. Es würde sehr interessant sein, die Erfahrungen der Lebensversicherungsgesellschaften zu einer direkten Untersuchung dieser Frage zu verwerten (vgl. oben p. 514), indem man nicht nur die Todesfälle, sondern auch die Lebensjahre der versicherten Syphilitiker in Rechnung zöge. Auch die Bedeutung der Gonorrhoe für die Lebensaussichten dürfte auf diesem Wege verhältnismässig leicht aufgeklärt werden können[3]).

11. Im Vorausgehenden habe ich namentlich die Männer ins Auge gefasst. Es gilt nun auch die Frage nach dem unregelmässigen Geschlechtsleben der Frauen, speziell in der Form der Prostitution zu beleuchten.

1) Vgl. auch die von Bezzola gemachte Zusammenstellung betr. Geisteskranke mit Alkoholbelastung: Alkohol und Vererbung. Chur 1900; Fletcher Beach: The Intemperance of Parents a Predisposing Cause of Imbecility in Children. Medical Temperance Journal 1881.

2) Om syfilis inflytande på dödligheten bland de försäkrade. Protokoll fördt vid Lifförsäkringskongressen i Helsingfors år 1898. Helsingfors 1900. Vgl. u. a. auch: E. J. Marsh: Syphilis as affecting Life Insurance Risks. Journ. Inst. Act. 1896, XXXII.

3) Buchheim: Aerztliche Versicherungsdiagnostik, Wien 1897, p. 153.

Wegen der ausserordentlichen Unstetigkeit dieser Personen und ihrer Bemühungen, sich der Kontrolle zu entziehen, ist es allerdings sehr schwierig, zu endgültigen Ergebnissen betr. die Gesundheitsverhältnisse der öffentlichen Dirnen zu gelangen. Es ist eben sehr wahrscheinlich, dass viele Todesfälle öffentlicher Dirnen nicht auf das Conto der letzteren gesetzt werden, schon deshalb, weil sie beim Herannahen des Todes sich öfters aus dem Gewerbe zurückziehen. Da eine grosse Anzahl der Prostituierten syphilitisch ist — nach Erfahrungen für Dorpat durchschnittlich schon im Alter von 21 Jahren, etwa 1½ Jahr nach der Registrierung, falls sie es nicht schon vorher waren (einige scheinen immun zu sein)[1] —, da viele Alkoholiker sind und ein ruheloses Leben führen, wird man bei ihnen kaum gute Gesundheitsverhältnisse erwarten können. Allerdings wird die üble Wirkung der syphilitischen Infektion sich bei den meisten erst geltend machen, nachdem sie ihr Gewerbe aufgegeben haben; nach den obigen Untersuchungen für Finnland starben die Opfer der Syphilis durchschnittlich 20 Jahre nach der Infektion, und ein rationelleres statistisches Verfahren würde wohl eine längere Frist ergeben haben.

Nach dem Berliner Statistischen Jahrbuch starben von gegen 5000 Prostituierten durchschnittlich jährlich 1894—98 11 p. M.; etwa 47 Proz. wurden jährlich wegen Syphilis in die Krankenhäuser eingeliefert. Nach älteren Beobachtungen war in Berlin das Durchschnittsalter der öffentlichen Frauenzimmer 24—25 Jahre[2].

Für dieses Alter wäre, da Schwangerschaft und Mutterschaft bei den Prostituierten eine ganz untergeordnete Rolle spielen, unter anderen Umständen eine weit niedrigere Sterblichkeit zu erwarten. Man muss daher die gefundene Zahl als Zeugnis für eine grosse Sterblichkeit der Prostituierten betrachten. Nach Kuczynski's Berechnung der Sterblichkeit der ledigen Frauen in Berlin (vgl. Jahrbuch 1898, p. 112 f.) würde die erwartungsmässige Sterblichkeit wohl etwa 4 p. mille sein[3]. In Kopenhagen kann man die Sterblichkeit der Prostituierten auf etwa 1 Proz. jährlich schätzen[4]. Nach einer Untersuchung von Rubin[5] betr. die Altersverteilung im Jahre 1885 und nach der Sterbetafel für Kopenhagen 1880—89 würde man unter ledigen und verheirateten Frauen zusammen mit dem Altersaufbau der Prostituierten eine Sterblichkeit etwa gleich 7 p. mille jährlich erwarten, für ledige also wahrscheinlich viel weniger, so dass die Sterblichkeit der Prostituierten auch in Kopenhagen recht gross erscheint. Noch grösser würde diese Sterblichkeitsziffer sicher ausfallen, könnte man alle prostituierten Frauen bis zum Tode verfolgen. Man hat hier einen analogen Fall wie bei den Dienstboten (vgl. oben p. 134 f.). Immerhin kann es Verwunderung erregen, dass die Sterblichkeit in einer Ge-

1) C. Ströhmberg: Die Prostitution, Stuttgart 1899, p. 97 f.

2) Schwabe: Einblicke in das innere und äussere Leben der Berliner Prostitution. Berliner Städtisches Jahrbuch 1874.

3) Lombroso und Ferrero wollen aus Parent-Duchatelet's Beobachtungen für Paris 1817—27 eine ähnliche Sterblichkeit, 12 p. mille jährlich ableiten. Die Beobachtungen lassen jedoch keine derartige Berechnung zu (vgl. Lombroso und Ferrero: Das Weib als Verbrecherin und Prostituierte, übers. von Kurrella, Hamburg 1894, p. 370 und Parent-Duchatelet: De la prostitution dans la ville de Paris 1857, 3 éd., I, p. 584 f.).

4) Vgl. den jährlichen: Beretning om Kjöbenhavns Politi, samt: Statistiske Oplysninger om Köbenhavn og Frederiksberg. Kopenhagen 1896.

5) Prostitutionen i Köbenhavn. Nationalökonomisk Tidsskrift 1887.

sellschaftsklasse, von welcher durchschnittlich etwa 8 Proz. in Krankenhäusern untergebracht sind, nicht eine viel grössere ist. Selbstmord und Selbstmordversuche sind verhältnismässig häufig. Allerdings sind unter den im Krankenhaus behandelten Krankheiten der Prostituierten solche verhältnismässig selten, die nicht mit dem Gewerbe zusammenhängen. Der ärztliche Bericht des für venerische und syphilitische Krankheiten der Prostituierten eingerichteten Krankenhauses enthält regelmässig eine Bemerkung betreffend die geringe Kränklichkeit dieser so vielen schädlichen Einflüssen ausgesetzten, häufig aber kräftigen Individuen, welche oft eine eiserne Konstitution zeigen, die nur langsam untergegraben wird, und zwar hauptsächlich durch Alkoholismus [1]). — Ob Lombroso und Ferrero darin Recht haben, dass die Prostitutierten häufig Degenerationszeichen aufweisen, muss dahingestellt bleiben.

Was nun die geschlechtlichen Folgen des Gewerbes der Prostuierten betrifft, so lässt sich anführen, dass unter den eingeschriebenen Prostituierten Kopenhagens ein paar Proz. jährlich gebären. Auf 49 Schwangerschaften derselben in den Jahren 1896—99 kamen 3 Fälle mit unbekanntem Verlauf, 15 Aborten, 24 Fälle, wo die Kinder (25 zusammen) am Ende des Berichtsjahres noch lebten, und 7 Fälle, wo die Kinder todtgeboren waren oder bald starben. Unter anderen Frauen, die im Krankenhaus behandelt wurden, waren im Laufe des Jahres 97 schwanger, darunter 37 mit unbekanntem Verlauf; 23 abortierten, 22 gebaren Kinder, die noch einige Monate lebten, während in 15 Fällen die Kinder (16 zusammen) starben. Die Syphilitiker in diesen beiden Gruppen hatten nur 17 lebende Kinder gegen 40 verstorbene (einschl. Aborten), die Nicht-Syphilitiker 30 bezw. 21. In den wenigen Fällen, wo überhaupt bei Prostituierten eine Schwangerschaft entsteht, ist der Verlauf also verhältnismässig selten normal, namentlich unter Syphilitikern.

Für Kopenhagen geht aus den Berichten hervor, dass die eingeschriebenen in Privatwohnungen lebenden Frauenzimmer seltener in das Krankenhaus kommen, als die in Bordellen lebenden; es rührt dies teilweise davon her, dass die Reinlichkeit der bordellierten eine geringere ist. Auf der anderen Seite waren die Mitglieder der heimlichen Prostitution verhältnismässig häufig mit Syphilis, oft in sehr ausgedehntem Masse, behaftet.

Es zeigt sich nun auch in Russland, dass Syphiliserkrankungen verhältnismässig am häufigsten unter den Frauenzimmern gefunden werden, welche als der Prostitution verdächtig aufgegriffen werden. Doch war die Syphilis auch keineswegs unter den eingeschriebenen Dirnen selten. Unter Bordell-Dirnen waren 1889 27 Proz. syphilitisch krank, unter einzellebenden 25 Proz [2]). Für Lyon ergiebt sich, dass die heimlichen Prostituierten, wenn im Krankenhaus behandelt, durchschnittlich länger krank sind, als die eingeschriebenen [3]).

---

1) R. Bergh: Lægeberetning om Vestre Hospital i 1899. Dass der Alkoholismus ein gefährlicher Feind der Prostituierten ist, behauptet auch Reuss (Influence de la prostitution habituelle sur la santé des prostituées. Annales d'Hyg. 1888, 3 série, XIX). Uebrigens meint derselbe, dass die Prostituierten kaum der Syphilis entgehen, auch der Phthisis und Krankheiten im Luftwege stark ausgesetzt sind, aber doch nicht besonders häufig der Krankheit unterliegen.

2) O. von Petersen und C. von Stürmer: Die Verbreitung der Syphilis, der venerischen Krankheiten und der Prostitution in Russland, Berlin 1899, p. 137.

3) Giraud: La Prostitution à Lyon. Annales d'Hyg., 1890, 3. série, XXIV.

12. Die Frage, welches System für die Bevölkerung die grössten Gefahren mit sich führt, ist überaus schwer zu beantworten. Das Kontrollsystem gegenüber der öffentlichen Prostitution ist offenbar keineswegs mit der obligatorischen Impfung gegen Pocken vergleichbar, teils weil dieses System nicht die Gefahren der Ansteckung durch die kontrollierten Dirnen beseitigt, sondern höchstens vermindert, teils weil sich die geheime Prostitution kaum ausrotten lässt und jedem System zum Trotz eine nie verschwindende Infektionsgefahr birgt. Hierzu kommt aber die Thatsache, dass ausser der Art des Kontrollsystems auch andere Faktoren von Einfluss sind. Die Fortschritte der Medizin auf der einen Seite, die Einrichtung guter Krankenhäuser auf der anderen sind in dieser Beziehung von grosser Bedeutung; ebenso die strenge oder milde Handhabung der geltenden Polizeiordnung. Kommen hierzu nun endlich die launenhaften Schwankungen in den jährlichen Ziffern, wie solche auch bei anderen Krankheiten zu finden sind, die wechselnde Nomenklatur und Ereignisse, die von aussen her eingreifen, so wird man verstehen, dass die statistischen Ergebnisse mit Rücksicht auf die Verbreitung der Geschlechtskrankheiten so ausserordentlich verschieden gedeutet werden. In der indischen Armee sank die Anzahl der Geschlechtskranken, welche in Krankenhäusern behandelt wurden, von 52 unter 100 Männern i. J. 1895 auf 51 im folgenden Jahre und nachher, 1897 und 1898, auf 49 bezw. 36[1]. Nach den ärztlichen Berichten war diese Abnahme zum Teil nur formaler Natur, indem die betreffenden Krankheiten in wachsendem Masse ausserhalb des Krankenhauses behandelt wurden, teils auch realer Natur, indem die Kranken einer längeren und ununterbrochenen Behandlung unterworfen und neue Massregeln getroffen wurden, um die Versuchungen zu beseitigen und die Truppen ausserhalb der Städte zu beschäftigen. Als in Bayern das Kontrollsystem 1862 abgeschwächt wurde, stieg die Anzahl der Geschlechtskrankheiten etwas (jedoch unter Schwankungen), erreichte aber 1866 eine erschreckende Höhe, sank dann wieder rasch und war 1869 nach Einführung (1868) eines milden Kontrollsystems verhältnismässig klein (etwa wie i. J. 1861). Man hat hier mit zwei Ursachen zu thun: Neben dem Kontrollsystem übte der Krieg von 1866 offenbar einen sehr grossen Einfluss, mit Nachwirkung von der militärischen auf die civile Welt[2]. In den englischen Garnisonstädten war die Häufigkeit der Syphilis unter den Truppen in den sechziger Jahren in Abnahme begriffen, dennoch führte man in gewissen Garnisonstädten ein Kontrollsystem ein (1866), die Anzahl der Geschlechtskrankheiten sank etwa in derselben Proportion wie früher. 1873 wurde ein Bestrafungssystem gegenüber den inficierten Soldaten eingeführt, anfangs anscheinend mit günstigem Erfolg, doch wahrscheinlich nur wegen Verheimlichung von seiten der Kranken; später stieg die Zahl wieder rasch; endlich wurde das System (1883) abgeschafft; anfangs stieg nun die Zahl der Kranken rapid, sank aber wieder rasch vom August 1884 ab. Jene auffallende Zunahme soll namentlich von der Rückkehr der Truppen aus Aegypten hergerührt haben, wo die Geschlechtskrankheiten äusserst verbreitet waren;

---

1) Annual Report of the Sanitary Commissioner with the Government of India 1898 (Calcutta 1900), p. 65 f.

2) Vgl. Getz: Udkast til Lov til Modarbeidelse af offentlig Usædelighed og venerisk Smitte med Motiver. Kristiania 1892.

auf ihrem Weg nach England verbreiteten die Truppen die Krankheit auf Malta und Gibraltar, wo ein strenges Kontrollsystem herrschte [1]). Diese drei Bespiele verdeutlichen, wie ausserordentlich schwierig es sein kann, eine vollständig befriedigende Erklärung derartiger statistischer Beobachtungen zu erzielen.

Doch wird man unter günstigen Umständen einen wirklichen Erfolg der polizeilichen Massregeln nachweisen können. In Calcutta wurde 1869 ein Kontrollsystem eingeführt, bis das betreffende Gesetz 1881 teilweise suspendiert wurde, und in der ganzen Stadt 1883. Die Garnison des Fort William wurde, wie es scheint, durch diese Massnahmen bedeutend beeinflusst, unter dem Kontrollsystem war die Häufigkeit der Geschlechtskrankheiten eine viel geringere, als sowohl früher wie später [2]).

Als Beweis der erfolgreichen Wirkung der Kontrolle führt man bisweilen den Umstand an, dass die ärztliche Besichtigung bei den registrierten Dirnen viel seltener eine Geschlechtskrankheit nachweist, als bei den heimlichen Prostituierten. Auf 100 Visitationen der registrierten Frauenzimmer in Kopenhagen kamen 3 Krankheitsfälle, auf 100 Visitationen der nicht-registrierten dagegen 35. Es darf jedoch hierbei nicht vergessen werden, dass die erstere Kategorie sehr häufig, die letztere nur gelegentlich untersucht wird; die Zahlen beweisen nicht, dass die geheimen Prostituierten häufiger inficiert worden sind, sondern nur, dass die Infektion lange unentdeckt bleibt. Da die Frauenzimmer der ersteren Kategorie wahrscheinlich viel häufiger Männerbesuch empfangen als die der letzteren, werden sie in der kurzen Zeit vor Entdeckung der Krankheit ebenso viel Unheil stiften können als die anderen in der längeren Zeit.

Jedenfalls ist sicher, dass selbst, wo eine mehr oder weniger effektive Kontrolle stattfindet, die Infektionen, welche durch die geheime Prostitution verursacht werden, einen bedeutenden Prozentsatz ausmachen. So sollen 1890 in Astrachan von 100 Männern, die im Lazaret für Syphilis behandelt wurden, 33 sich die Infektion bei der geheimen Prostitution zugezogen haben (später verhältnismässig noch viel mehr); in Moskau sollen 1896 77 Proz. der wegen Geschlechtskrankheiten behandelten Männer durch die Strassenprostitution inficiert gewesen sein u. s. w. (Petersen nnd Stürmer l. c. p. 143).

In den russischen Städten herrschen sehr viele Verschiedenheiten mit Rücksicht auf die Prostitution. Leider scheint es unmöglich, wenigstens ohne genaue Lokalkenntnisse, die vorhandenen Auskünfte betr. die Wirkung des Systems auszunutzen. Einige Grossstädte mit verhältnismässig scharfer Kontrolle zeichnen sich durch verhältnismässig viele geschlechtliche Erkrankung aus, und umgekehrt; dasselbe gilt für mehrere kleinere Städte. Die Zahlen sind so ausserordentlich verschieden, dass man öfters geneigt ist, die Vollständigkeit der Listen anzuzweifeln. Nur wo es sich in einer Hafenstadt wie Reval um eine grosse Häufigkeit dieser Krankheiten handelt, wird man den Zahlen Glaubwürdigkeit beizulegen gewillt sein; schwer ist dann aber z. B. zu erklären, warum die Seestadt Libau, allerdings mit einer besseren Kontrolle im Vergleich zu anderen Städten desselben Systems, verhältnismässig sehr wenige Erkrankungen hat.

---

1) J. Birkbeck Nevins: On the Sanitary Condition . . . of the British Home Army previous to the Contagious Diseases Acts, during their Operation and since their Abolition. Seventh Intern Congress of Hygiene 1892, IX.

2) H. S. Cunningham: On the Public Health in India . . . 1889.

Und wie mit Russland, dürfte es mit vielen anderen Ländern stehen, wo man die Wirkungen der einzelnen Systeme zu verfolgen sucht.

A. Blaschko[1]) hat eine Statistik über die Verbreitung der venerischen Krankheiten unter den Kaufleuten Deutschlands unternommen und gelangte dabei zu dem Ergebnis, das ein deutlicher Einfluss der Reglementierung sich nicht erkennen lässt. Man findet kein besonders starkes Anwachsen der Erkrankungen da, wo die Reglementierung unzureichend ist, noch finden sich niedrigere Zahlen, wo Bordelle oder andere Ueberwachungssysteme existieren, und er meint überhaupt aus dem (auch aus anderen Quellen herrührenden) statistischen Material schliessen zu dürfen, dass die Resultate der Reglementierung in sanitärer Beziehung nur äusserst dürftig sind.

Eine Schwierigkeit liegt auch in der grossen Beweglichkeit der modernen Bevölkerung. Eine Infektion, die einer Grosstadt entstammt, wird vielleicht in einer Provinzialstadt zur Behandlung gelangen, und die geheime oder registrierte Prostitution in Paris oder anderen Weltstädten wird dazu beitragen, die Krankenhäuser von allerlei Ländern mit Geschlechtskranken zu füllen.

Es würde am leichtesten sein, durch tiefgehende Einzeluntersuchungen für diese oder jene Stadt, unter genauer Beobachtung aller Nebenumstände und, soweit dies bei einer so brennenden Frage möglich ist, ohne vorgefasste Meinung, zu einer wenigstens relativ sicheren Antwort zu gelangen. Es liegen hier äusserst interessante Aufgaben für die medizinische Statistik vor.

Es bildet dieses Kapitel also mehr ein Programm für künftige Untersuchungen als ein Resumé von schon festgestellten Thatsachen. Betreffend die Diätverhältnisse dürfte es schwierig genug sein, klare Ergebnisse zu gewinnen. Anders mit dem Alkoholismus und den Geschlechtskrankheiten; es steht zu hoffen, dass viele Forscher mit der Rücksichtslosigkeit der Wahrheitsliebe dieses Feld in der nächsten Zukunft bearbeiten werden.

---

1) Hygiene der Prostitution und venerischen Krankheiten, 1900, p. 79 f. (Weyl: Handbuch der Hygiene X, 1).

Zwanzigstes Kapitel.

Selbstmord und Unfall.

1. Im Vorhergehenden habe ich häufig Gelegenheit gehabt, die gewaltsamen Todesfälle und die Unfälle zu berühren. Es wird sich aber lohnen, die bezüglichen Einzelheiten im Zusammenhang zu betrachten, um einen Ueberblick über die betreffenden Verhältnisse zu erzielen. Es muss allerdings bemerkt werden, dass dieser Zusammenhang häufig nur ein recht äusserlicher ist. Der Mann, welcher sich selbst entleibt, muss unter einem ganz anderen Gesichtspunkt betrachtet werden, als der Bergmann, welcher als Opfer seines Berufes um's Leben kommt, und der Rekrut, der sich verstümmelt, um dem Militärdienst zu entgehen, anders wie der Zimmermann, der sich unversehens einen Finger zerquescht.

Und dennoch besteht für die Statistik ein gewisser Zusammenhang zwischen diesen wesensverschiedenen Ereignissen. Mancher Selbstmord liegt vielleicht so klar zu Tage, dass das einfachste Verhör ihn als solchen aufdecken würde, und der Pfarrer sowohl, wie der Richter und Arzt werden dem Todesfalle den richtigen Namen geben. Aber manchmal ist es unmöglich, zu absoluter Gewissheit zu gelangen, und es beruht vielleicht auf subjektivem Ermessen, auf der Lebensanschauung etc. des Beobachters, ob als Todesursache Selbstmord oder Unglücksfall angenommen wird, um von Mord ganz zu schweigen. Wo die eine Gruppe der Todesursachen wegen dieser Unsicherheit wächst, wird die andere abnehmen, und umgekehrt.

Im heutigen Kulturstaate gehören die Hinrichtungen zu den grössten Seltenheiten, wo sie nicht grundsätzlich oder durch die thatsächliche Entwickelung ganz abgeschafft sind. Früher war das anders, wo selbst unbedeutende Verbrechen mit Todesstrafe bedroht waren, wie in England bis 1837 kleine Diebstähle. Allerdings wurde die Todesstrafe häufig nicht vollzogen. In England wurden im Jahre 1819 1314 Personen zum Tode verurteilt, aber nur 108 wirklich hingerichtet[1]. Selbst diese Zahl ist jedoch nach heutigen Begriffen gross. Nach der offiziellen englischen Statistik wurden in den 10 Jahren 1881—90 im Ganzen nur 130 Personen hingerichtet, darunter fünf Frauen. Im Alter 15—20 wurden durchschnittlich jährlich 0,5 hingerichtet auf 1 Mill. Männer, im Alter 20—55 1,9 und im Alter 55—75 0,8. Es ist recht erklärlich, wenn die alten Merkantilisten in ihrer Bevölkerungsschwärmerei

1) Leone Levi: The Law of Nature and Nations as affected by Divine Law., London 1855, p. 51.

dazu rieten, die Verbrecher nicht zu tödten, sondern sie zur Arbeit zu verwenden.

Und wie mit den Todesstrafen, so auch mit den Mordthaten. In vielen Ländern war und ist z. B. der Kindesmord wie die Fruchtabtreibung eine alltägliche Erscheinung, welche erst unter dem Einfluss der europäischen Kultur zum Verschwinden gebracht werden kann. Bald wird er namentlich die Mädchen heimsuchen, bald beide Geschlechter, bisweilen speziell die Zwillinge oder die Missgeburten[1]). Für die Statistik werden jedoch diese Erscheinungen ebensowenig fassbar sein, wie die Verbrennungen der Witwen. Erst wo das Volksbewusstsein sich gegen derartige Handlungen als Verbrechen erhebt und dieselben daher zu Ausnahmen werden, wird sich die Möglichkeit statistischer Ermittelungen ergeben.

Die Mordthaten in der civilisierten Welt werden in der umfassenden kriminalstatistischen Litteratur behandelt. Hier sollen einzelne Thatsachen mitgeteilt werden, welche aus ein paar Abhandlungen von A. Bosco geschöpft sind[2]). Eine internationale statistische Vergleichung ist überaus schwierig wegen der Verschiedenheiten in Gesetzgebung und Praxis. So z. B., wenn man in England häufig den Kindesmord nicht als Mordthat auffasst, sondern als verheimlichte Geburt (concealment of birth). Immerhin lässt sich soviel behaupten, dass die Verhältnisse bei den einzelnen Nationen sehr verschieden sind. So haben Spanien, Italien und Ungarn weit mehr Morde als die central- und nordeuropäischen Länder. In Spanien wurden im Jahre 1896 836 Personen oder 4—5 auf 100000 der Bevölkerung wegen Todtschlag und Mord verurteilt, in Italien 1895: 2106 oder 6—7 auf 100000, in Ungarn in demselben Jahre 1265 oder 7; dagegen in Oesterreich 477 oder 2, in Frankreich 501 oder $1\frac{1}{3}$, in Schweden (Fruchtabtreibung eingeschlossen) 112 oder 2 auf 100000.

Die Eigentümlichkeiten der verschiedenen Nationalitäten kommen in den Vereinigten Staaten Nordamerikas deutlich zum Vorschein; nur muss man im Auge behalten, dass doch nicht alles auf die ethnischen Eigentümlichkeiten zurückgeführt werden darf. Bei der Volkszählung von 1890 fanden sich von der weissen Bevölkerung 8 per 100000 im Gefängnis wegen Mord und Todtschlag, von der Negerbevölkerung 36 per 100000 und unter Chinesen (freilich wesentlich einer erwachsenen männlichen Bevölkerung) sogar 87. Die ausserhalb der Vereinigten Staaten Geborenen hatten eine etwas grössere Mordfrequenz, als die Eingeborenen (14 bezw. 10 per 100000 Ueberfünfzehnjährige). Vergleicht man wieder die ausserhalb der Staaten Geborenen nach Nationalität, so ergiebt sich, dass von 100000 aller Altersklassen unter Skandinaviern 6 wegen der genannten Verbrechen im Gefängnis waren, unter Deutschen 10, unter Engländern und Schottländern ebenfalls 10, aber unter Irländern 17,5, unter Franzosen 27, unter Italienern 58 und unter Mexikanern nicht weniger als 117.

---

1) H. Ploss: Das Kind in Brauch und Sitte der Völker, 2. Aufl., 1884, p. 243 f.

2) Vgl. Gli omicidi in alcuni Stati d'Europa — Appunti di statistica comparata. Bulletin de l'Institut international de statistique 1889, IV, 1. Della statistica dell' omicidio negli Stati Uniti d'America. Ibidem 1897, X, 2. Législation et statistique comparées de quelques infractions (homicide, lésion personelle, viol et attentat à la pudeur, vol, rapine et extorsion). Ibidem 1899, XI, 2.

In einzelnen Ländern scheint die Statistik dieser Verbrechen allmählich an Genauigkeit zu gewinnen, was eine anscheinende Zunahme erwarten lässt; trotzdem kann man häufig eine bedeutende Abnahme beobachten, so z. B. in Spanien; dasselbe gilt u. a. für Italien. Es dürfte diese Abnahme eine Errungenschaft der fortschreitenden Kultur sein.

Die englische offizielle Statistik enthält ausführliche Auskünfte betreffend Mord und Todtschlag (murder and manslaughter). Ich habe die Beobachtungen für 1881—90 bearbeitet und daraus die folgenden Zahlen ermittelt.

Von einer Million starben jährlich infolge

Alter (Jahre)	Ermordung		Todtschlag	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
0— 5	2,8	2,8	7	8
5—20	1,4	1,6	2,8	0,8
20—35	3	5	9	3
35—55	5	5	11	5
55—75	5	4	10	4
75 u. darüber	5	3	10	6
Zusammen	6,3	6,7	7,0	3,5

Die Ermordung trifft also beide Geschlechter etwa gleich häufig, vielleicht mit einer kleinen Mehrgefahr für die jungen Frauen, als für die gleichaltrigen Männer; dagegen ist der Todtschlag meist häufiger beim männlichen Geschlecht, als beim weiblichen, nur mit Ausnahme der ersten Lebensjahre. Wie man sieht, sind die Kleinkinder verhältnismässig stark dem Tod durch Ermordung ausgesetzt, während die Gefahr sowohl der Ermordung als des Todtschlags im Alter 5—20 ein Minimum erreicht; sonst spielt das Alter keine erhebliche Rolle.

Fast die Hälfte aller Mordthaten werden gegen Säuglinge verübt, und zwar namentlich im ersten Monat des Lebens ($\frac{2}{5}$ aller Mordthaten).

Relativ häufig sind die Kindesmorde auch in anderen Ländern. So betragen diese Verbrechen in Deutschland über $\frac{1}{3}$ der Morde und Todtschläge, in Frankreich $\frac{1}{4}$ bis $\frac{1}{3}$ etc. Die Instinkte der primitiven Völkerschaften machen sich also auch in Ländern mit westlicher Kultur geltend.

2. Von ungleich grösserem Umfang ist die Litteratur, welche sich mit dem Selbstmord beschäftigt. Wir können uns hier nur mit einigen der wichtigsten Thatsachen befassen. Für eine internationale Vergleichung liegen die Verhältnisse womöglich noch ungünstiger wie für die Mordthaten, und noch mehr gilt dies, wenn es sich darum handelt, eine Anschauung über die geschichtliche Entwickelung der Neigung zum Selbstmord zu gewinnen.

In der Geschichte lesen wir häufig von Selbstmord[1]) schon im

1) Vgl. u. a. A. Legoyt: Le suicide ancien et moderne. Paris 1881; M. Inhofer: Der Selbstmord. Historisch dogmatische Abhandlung. Augsburg 1880; Th. G. Masaryk: Der Selbstmord als sociale Massenerscheinung der modernen Civilisation. Wien 1881; S. A. K. Strahan: Suicide and Insanity. London 1893.

Altertum. Man nahm zu ihm seine Zuflucht nicht aus Lebensüberdruss, sondern vielmehr um während Krieg und Aufruhr einem schmachvolleren Tod zu entgehen, oder um mit seinen Gefährten zu sterben, bisweilen war er auch maskierte Hinrichtung. Dass der Selbstmord im klassischen Altertum, speziell gegen Ende der Republik und in der Kaiserzeit in Zunahme begriffen war, als Ausdruck der Decadence, ist wahrscheinlich, aber nicht bestimmt nachweisbar, da statistische Beobachtungen ganz fehlen; aus den Erscheinungen in der Litteratur zu schliessen, dürfte zu ähnlichen Uebertreibungen führen, wie wenn man aus der modernen belletristischen Litteratur auf eine grosse Häufigkeit der Ehescheidungen schliessen wollte. Nicht unwahrscheinlich ist jedoch, dass die strengen Bestimmungen gegen Selbstmörder im Mittelalter unter dem Einfluss der Kirche wesentlich zur Einschränkung der Selbstmordfrequenz beigetragen haben. Der Selbstmord galt als ein Verbrechen, der Selbstmörder wurde durch Beschimpfung seines Andenkens, durch Verweigerung des Begräbnisses bestraft. Im späteren Mittelalter kam hierzu häufig Vermögenskonfiskation. Auch der Selbstmord*versuch* wurde mit Güterkonfiskation bedroht. Diese strengen Massregeln erhielten sich vielfach noch lange nach Abschluss des Mittelalters. Das dänische Gesetzbuch von 1683 bestimmt, dass ein jeder, welcher Selbstmord begeht, sein Vermögen zu Gunsten der Herrschaft verlieren soll und weder in der Kirche noch auf dem Friedhof begraben werden darf, wenn der Selbstmord anders als in Krankheit oder Raserei begangen wurde. Bisweilen wurde nur ein Teil des Vermögens konfisziert, so z. B. in Bayern und in Tirol ein Drittel. In Frankreich blieb die Güterkonfiskation zu Gunsten des absoluten Königs bestehen, ja wurde vielleicht mit grösserer Strenge ausgeübt (erst 1790 aufgehoben), sonst wurden im allgemeinen die Bestimmungen in dieser Richtung direkt oder indirekt aufgehoben, nur wurde das entehrende Begräbnis noch lange in voller Strenge beibehalten, häufig selbst bei unzurechnungsfähigen Selbstmördern. Bei Selbstmordversuchen kam schon früher die Güterkonfiskation ausser Gebrauch, wogegen man dieselben z. B. in Deutschland mit körperlicher Züchtigung oder in anderer Weise bestrafte. Seit Mitte des 18. Jahrhunderts tritt man endlich immer milder gegen die Selbstmörder auf. Das entehrende Begräbnis hört meist ganz auf; nur wurde der Selbstmörder in der Regel in der Stille begraben oder es wurde der Leichnam in die Anatomie geliefert; aber auch diese Bestimmungen kamen vielfach in Wegfall. In Dänemark kann z. B. nach Verordnung des Kirchenministeriums von 1867 die Familie des Selbstmörders ein feierliches Begräbnis verlangen, nur ist der Pfarrer nicht verpflichtet, eine Rede zu halten, und seit 1829 darf die Strafe gegen Selbstmordversuche als weggefallen betrachtet werden; nur wer einem anderen bei dem Selbstmord behülflich ist, wird bestraft.

Diese mildere Auffassung des Gesetzgebers dürfte den Anschauungen der Neuzeit entsprechen, und dadurch lässt sich auch die relative Seltenheit des Selbstmordes in älteren Zeiten verstehen. Statistisch freilich lässt sich darüber nichts entscheiden, es sind nur einige Bruchstücke einer solchen Statistik für frühere Zeiten vorhanden, und man darf sich zumal kaum auf dieselbe verlassen, da wohl häufig der Selbstmord wegen der Strenge der Gesetzgebung der Aufmerksamkeit der Obrigkeit entzogen wurde. Die eigentliche Geschichte des Selbstmordes beginnt erst von dem Augenblick, wo die offizielle Statistik aufzublühen begann, und selbst hier muss man für die ersten Decennien mit grosser Vorsicht arbeiten. Von der Seltenheit des

Selbstmordes beim dänischen Adel 1530—1679 wurde oben gesprochen (p. 265); auch die wenigen Beobachtungen betr. den Selbstmord im 18. Jahrhundert [1]) deuten auf eine verhältnismässig geringe Selbstmordfrequenz.

Die folgende Tafel wird einen vorläufigen Einblick in die Selbstmordfrequenz der Gegenwart geben.

Auf eine Million der Bevölkerung kamen durchschnittlich jährlich Selbstmorde [2]):

	1865—69	1880—86	1887—93	1894—98
Italien	28	47	54	63
Oesterreich	71	164	161	164
Preussen	139	200	200	200
Königreich Sachsen .	297	375	324	307
Schweden	83	98	125	159
Norwegen	77	67	64	60
England-Wales . .	67	76	82	92
Irland	15	22	25	31

Die Zahlen enthüllen ungeheure zeitliche wie räumliche Differenzen. Das katholische Irland hebt sich auffallend vorteilhaft gegenüber dem überwiegend protestantischen England ab. In Centraleuropa hat Preussen eine höhere Selbstmordfrequenz als Oesterreich, und eine noch höhere hat Sachsen. Auf etwa gleicher Stufe mit Oesterreich steht Württemberg, während Bayern noch günstigere Ziffern aufweist. Eine beträchtliche Selbstmordhäufigkeit hat die Schweiz (1894—98 223), ferner Frankreich (1894—97 246), während Belgien 1894—98 nur mit 127, Holland mit 57 auftreten. Unter den skandinavischen Ländern nimmt Dänemark einen eigentümliche Stellung ein (238), wohingegen Finnland 1894—98 nur 48 hatte. Für Russland werden nur 31 aufgeführt, für Spanien (1894—97) gar nur 22, während Japan für dieselben vier Jahre mit 179 verzeichnet ist. In den australischen Kolonien endlich war die Selbstmordfrequenz 1876—80 jährlich 102, 1886—90 112 und 1896—98 122 [3]).

Es ist sehr schwierig, die Frage zu beantworten, ob die Selbstmordfrequenz im allgemeinen in Zunahme begriffen ist, da die Fehlerquellen ausserordentlich zahlreich sind. Nach der einen Richtung wirkt die Neigung, einen plötzlichen Todesfall nicht als Selbstmord zu erklären. So verraten die Eidgeschworenen in Australien eine deutliche Neigung, einen Selbstmord womöglich als Unfall aufzufassen. Vielleicht wird die Abnahme in einzelnen Ländern in solcher Weise zu erklären sein. Selbst wo man mit grösster Gewissenhaftigkeit verfährt, bleiben die Grenzfälle zahlreich genug. Im Königreich Sachsen wurden 1899 ausser 1221 konstatierbaren Selbstmorden 25 Leichen gezählt, wo wahrscheinlich Selbstmord vorlag, 39 wo unbekannt blieb, ob man es mit Selbstmord,

1) Vgl. die Zusammenstellung bei Masaryk, l. c. p. 131 f.

2) Bodio: Movimento dello stato civile. Anni 1862—77. Introduzione con raffronti di statistica internazionale. Roma 1878; Bodio: Statistica delle morti negli anni 1874—94. Bull. de l'Instit. intern. de stat. 1897, X, 1; vgl. G. von Mayr: Der Selbstmord. Allg. stat. Archiv 1896, IV, 2 und vor allem von demselben Autor: „Selbstmordstatistik" in Handwörterbuch der Staatswiss., 2. Aufl. 1901, VI.

3) Coghlan: A Statistical Account of the Seven Colonies of Australasia 1899—1900. Sydney 1900, p. 376.

Unglücksfall oder Verbrechen zu thun hatte[1]. Noch zahlreicher waren die Grenzfälle in Dänemark, z. T. wohl wegen der ausgedehnten Küstenstrecke, wo häufig Leichen von den Wellen ans Ufer geschwemmt werden. 1899 wurden 485 Selbstmorde registriert und 659 Unglücksfalle. Unter den letzteren waren 162 zweifelhaft; es handelt sich hier z. B. um Fälle, wo eine Leiche im Meere aufgefunden wird und wo Selbstmord, Unglücksfall oder ein plötzlicher Tod gleich möglich sind; würden alle diese Fälle zu den Selbstmorden gerechnet, würden diese um $^1/_3$ zunehmen.

In entgegengesetzter Richtung wie die Neigung, einen Selbstmord als Unfall zu erklären, wirkt nun die zunehmende Genauigkeit bei der Registratur, wie sie wohl namentlich in solchen Ländern zur Geltung kommt, wo die offizielle Statistik noch nicht vollständig ausgereift ist.

Zu diesen Schwierigkeiten kommen weiter die Selbstmorde der Zugereisten, die, streng genommen, ihrer Heimat zugeschrieben werden müssten. In unserer reiselustigen Zeit sind solche Fälle keineswegs selten. In Dänemark war die Anzahl der zugereisten Selbstmörder 1888—95 33 (von einer Gesamtzahl gleich 4420). Die meisten stammen aus Schweden mit seinen strengen Bestimmungen gegen Selbstmord[2].

Hierzu kommen nun endlich die grossen Verschiebungen in der heutigen Bevölkerung; die Stadtbevölkerung nimmt auf Kosten der Landbevölkerung zu, die Verteilung nach Civilstand ändert sich, und dies alles kann, wie wir sehen werden, einen erheblichen Einfluss auf die Selbstmordfrequenz üben. Häufig wird man jedoch im grossen Ganzen von diesen Verschiebungen absehen dürfen. In Dänemark war in dem 60jährigen Zeitraum 1836—95 in den nacheinander folgenden Decennien die Selbstmordhäufigkeit auf eine Million 224 bezw. 261, 280, 256, 258 und 255, also im letzten Menschenalter fast konstant. Nun kann man z. B. versuchen, auf Grundlage der Erfahrungen für 1876—85 die Zahlen für 1886—95 zu berechnen, unter Rücksichtnahme auf die Verteilung nach Geschlecht, Alter und Stadt- und Landbevölkerung. Man erhält dadurch 5628 erwartungsmässige Selbstmorde gegen 5554 beobachtete, also fast dieselbe Proportion wie bei den summarischen Zahlen.

Im ganzen darf man aber wohl mit allem Vorbehalt annehmen, dass die Selbstmordfrequenz und zwar namentlich, wo sie bisher klein war, in Zunahme begriffen ist; wenn auch mit gewissen hervorragenden Ausnahmen, die sich vielleicht namentlich in Ländern zeigen, wo die Selbstmordfrequenz schon gross war und gewissermassen einen Sättigungspunkt erreicht hat. Man könnte fast versucht sein anzunehmen, dass die Selbstmordfrequenz sich mit der Ausbreitung der modernen Kultur etwas ausgleichen wird, wo man nicht (wie in Norwegen im Kampf gegen die Trunksucht) bestimmte Ursachen zu einer entgegengesetzten Bewegung anzuführen vermag.

Im Lichte der Ethik sollte man den Selbstmorden eigentlich die recht zahlreichen, in der Regel wohl ernst gemeinten Selbstmordversuche zureihen. In Wien wurden 1893—1900 neben 3189 Selbstmorden 3563 Selbstmordversuche verzeichnet (Mayr l. c. p. 699). In der österreichisch-ungarischen Armee sind 1873—90 5808 Selbstmorde vorgekommen und

1) Statistisches Jahrbuch für das Königreich Sachsen auf das Jahr 1901, Dresden 1900, p. 30.

2) Selvmordene i Danmark i Tiaaret 1886—1895. Statistiske Meddelelser 3 Række 18. Köbenh. 1897.

ausserdem 1485 Selbstmordversuche, darunter 51 mit letalem Ausgange[1]). Nach einer spanischen Ermittelung für 1883—84 und 1885—92 (vgl. Bodio's oben citierten Bericht 1897, p. 34) führten unter 4959 Selbstmorden und Selbstmordversuchen nur 3688 zum Tod, während 1271 misslangen, also unter 100 nur 74 gelungene Selbstmorde (Männer 80, Frauen 57). Eine Stichprobe für Italien 1893—94 auf Grundlage der Zeitungsnachrichten ergab als Resultat, dass unter 1976 Selbstmordversuchen 1128 einen tödtlichen Ausgang hatten oder eine lebensgefährliche Läsion verursachten, 249 verursachten eine ernste, nicht letale Läsion und 599 wurden verhindert oder führten nur zu einer leichten Läsion. Auch hier wussten die Männer besser als die Frauen den Tod herbeizuführen. Interessant ist die Erscheinung, dass die Selbstmordversuche der Männer wegen häuslichen Streits oder unglücklicher Liebe verhältnismässig häufiger misslingen als andere.

3. Um einen Ueberblick über die mittelbaren oder unmittelbaren Ursachen der Selbstmordhäufigkeit zu gewinnen, wird es sich lohnen, vorerst die Selbstmordmotive etwas näher ins Auge zu fassen. Diesbezüglich liegen verschiedene interessante Beobachtungsreihen vor, aus welchen ich die dänischen für 1886—95 herausgreife. Hierbei ist nur zu beachten, dass diese Motive mehr den letzten subjektiven Antrieb zum Entschluss bilden, als die wirklichen Ursachen, die ja in dem langfortdauernden objektiven Druck auf die Persönlichkeit zu suchen sind (Mayr l. c. p. 718). So wird die Trunksucht vielleicht thatsächlich viel häufiger die tiefere Ursache bilden, als aus den Tafeln hervorgeht, ganz wie die Sterblichkeitsverhältnisse im allgemeinen weit mehr von der Trunksucht beeinflusst werden, als man nach den Zahlen über Sterbefälle an Alkoholismus und Säuferwahnsinn annehmen sollte; die Trunksucht wird Armut oder zerrüttete Familienverhältnisse hervorbringen, die dann als Selbstmordmotive gebucht werden.

1000 Selbstmorde verteilten sich, wie folgt:

	Männer	Frauen
Körperliche Leiden	88	109
Blödsinn	7	9
Hypochondrie, Melancholie, Lebensüberdruss, Geisteskrankheit	224	403
Religiöse Skrupel	8	30
Wahnsinn, Delirium	37	56
Trunksucht	164	29
Trunkenheit	22	5
Erotische Ausschweifungen	7	3
Unglückliche Liebe, Eifersucht	34	78
Häusliche Sorgen	32	22
Kummer in Vermögensangelegenheiten	163	53
Kummer und Betrübnis um andere	14	23
Aerger, Zorn	14	14
Reue, Scham, Furcht vor Strafe	66	80
Andere und unbekannte Motive	120	86
Zusammen	1000	1000

Die Tafel lehrt, welche relative Häufigkeit die einzelnen Motive haben. Wenn eine Frau sich zum Selbstmord entschlossen hat, so wird

1) J. Roth: Die Selbstmorde in der K. u. K. Armee in den Jahren 1873—1890. Statistische Monatschrift, Wien 1892, XVIII.

dies in 403 unter 1000 Fällen auf Geisteskrankheit zurückzuführen sein. Da thatsächlich aber die Selbstmordfrequenz beim weiblichen, nur $\frac{1}{4}$ von derjenigen beim männlichen Geschlecht beträgt, treibt Geisteskrankheit in Wirklichkeit häufiger die Männer zum Selbstmord, als die Frauen. Wenn ferner religiöse Skrupel beim weiblichen Geschlecht viermal so häufig das Motiv zum Selbstmord bilden, als bei den Männern, so will dies auch nur sagen, dass die Männer und die Frauen etwa gleich häufig durch religiöse Zweifel zu Selbstmord verleitet werden.

Es zeigt sich also in Dänemark (wie in anderen Ländern), dass die Selbstmorde verhältnismässig selten als unmittelbare Ursache Kummer über zerrüttete Vermögensverhältnisse haben, namentlich unter den Frauen. Doch fallen diese Motive immer noch mehr ins Gewicht als die mehr altruistischen, wie Kummer um andere (z. B. Verlust oder unerwünschte Handlungen Anverwandter). Die ökonomischen Sorgen spielen namentlich im Alter von 45—65 Jahren eine Rolle, indem auf sie etwa $\frac{1}{5}$ der Selbstmorde unter Männern zurückzuführen sind, während die andere Gruppe von Motiven etwas später zur Geltung zu kommen scheint, wenigstens beim männlichen Geschlecht.

Was die übrigen Motive betrifft, so treten Geisteskrankheiten, wie schon angedeutet, verhältnismässig häufig auf. Im Alter 35—65 war etwa die Hälfte der Selbstmorde beim weiblichen Geschlecht auf Geisteskrankheit zurückzuführen; im Verhältnis zu der lebenden Bevölkerung liegt bei diesem der Kulminationspunkt im Alter 55—65, während die Selbstmorde unter den Männern absolut und relativ bis in das höchste Alter zunehmen. In beiden Geschlechtern treten die körperlichen Leiden, wie leicht verständlich, mit dem zunehmenden Alter immer häufiger als Selbstmordursache auf. Dagegen sind Reue und Scham dem jüngeren Alter eigentümlich, und unglückliche Liebe hört schon mit dem 35. Jahre auf eine Rolle zu spielen. Was endlich die Trunksucht betrifft, so fällt der Kulminationspunkt etwa auf das Alter 55—65 Jahre; in diesem Alter waren 22 Proz. der männlichen, 6 Proz. der weiblichen Selbstmorde unmittelbar auf Trunksucht zurückzuführen.

Um das Studium dieser Motive zu vertiefen, sollte man nun ferner auch der interessanten, aber noch wenig behandelten Frage nach dem gemeinsamen Selbstmord, dem Selbstmord mit gleichzeitiger Tödtung anderer, und vor allem nach den Selbstmordepidemien nachgehen; es liegen hier äusserst wichtige Zukunftsaufgaben der Statistik vor.

Mit den gewonnenen Ergebnissen betreffend die Selbstmordmotive als Ausgangspunkt kann man nun die einzelnen Erscheinungen auf dem Gebiete der Selbstmordstatistik näher in's Auge fassen. Wir wollen hierbei mit den zeitlichen Bewegungen in der Selbstmordfrequenz anfangen.

4. Es ist eine allbekannte Thatsache, dass die Jahreszeit einen bedeutenden Einfluss auf die Selbstmorde übt. Ich beschränke mich diesbezüglich auf die folgende Tafel (nach dem citierten Bericht im Bull. de l'Instit. intern.). Sie giebt an, wie 1200 Selbstmorde sich nach Monaten (diese gleich lang gedacht) verteilten.

(Tabelle siehe p. 651.)

Eine wunderbare Uebereinstimmung in der Menschennatur tritt in dieser Uebersicht klar zu Tage. Ueberall führt das Frühjahr eine bedeutende Zunahme der Selbstmordfrequenz mit sich, diese Häufung hält während

	Italien (1889—93)	Frankreich (1887—91)	Preussen (1889—93)	Dänemark (1890—94)	Japan (1888—92)
Januar	82	85	72	70	74
Februar	94	83	85	79	76
März	98	100	97	105	94
April	109	115	118	115	115
Mai	124	122	126	145	129
Juni	132	128	125	128	117
Juli	125	121	119	119	125
August	103	101	106	100	123
September . . .	95	95	101	94	106
Oktober	85	92	96	100	83
November . . .	80	85	82	75	79
Dezember . . .	73	73	73	70	79

der Sommermonate an, um im Herbst einer starken Abnahme Platz zu machen.

In New South Wales liegen die Verhältnisse ähnlich. 1889—98 verteilten sich 120[1]) Selbstmorde nach Quartalen, wie folgt:

	Männer	Frauen
Sommerquartal (Januar-März) . . .	30	25
Herbstquartal (April-Juni)	26	26
Winterquartal (Juli-September) . .	28	29
Frühjahrsquartal (Oktober-Dezember)	36	40
Zusammen	120	120

Nach dem, was vorhin über die Selbstmordmotive gesagt worden ist, liegt es nahe, diese Bewegung mit derjenigen der Geisteskrankheiten zusammenzuhalten. Die nachstehende Tafel giebt an, wie viele Geisteskranke 1887—96 unter 1200 durchschnittlich quartaliter in Norwegen in die Anstalten aufgenommen wurden[2]):

	Männer	Frauen	Beide Geschlechter
Januar-März . . .	304	287	296
April-Juni	340	342	341
Juli-September . . .	280	286	283
Oktober-Dezember .	276	285	280

In April-Juni waren also die Aufnahmen in die Irrenanstalten häufiger als in den übrigen Quartalen, ganz wie man unter den Selbstmördern eine Anhäufung in der Frühlingszeit beobachten kann. Zu den angeführten Zahlen stimmt die von Ad. Wagner gemachte Beobachtung, dass die wegen Geisteskrankheit verübten Selbstmorde April-Juni relativ häufiger sind, als die aus anderen Ursachen herrührenden[3]). Wie dies zu deuten ist, soll hier nicht näher erörtert werden; dieser Gegenstand gehört in die Moralstatistik. Nur scheint hier eine kurze Bemerkung am Platze. Man darf aus diesen Zahlen nicht ohne weiteres herauslesen, dass die Selbstmorde auf rein mechanische Weise entstehen; die Geisteskrankheiten haben häufig selbstverantwortliche Handlungen als Aus-

1) Coghlan: The Wealth and Progress of New South Wales 1898—9. Sydney 1900, p. 633.
2) Vgl. die jährlichen Berichte: Oversigt over Sindssygeasylernes Virksomhed.
3) Die Gesetzmässigkeit in den scheinbar willkührlichen menschlichen Handlungen. Hamburg 1863, p. 134.

gangspunkt, wie z. B. Ausschweifungen aller Art, und einen ähnlichen Hintergrund dürften viele Selbstmorde haben, selbst wenn der Selbstmörder im Augenblick, da er sich zum Selbstmord entschliesst, nur eine geringe Widerstandsfähigkeit gegen äussere oder innere Triebkräfte besitzt.

Bisweilen wird diese periodische Verteilung der Selbstmorde übrigens auch in Verbindung mit der Tageslänge gebracht (so von Durkheim[1]) Damit könnte stimmen, dass die Zahlen für N. S. Wales mit seinen verhältnismässig geringen Schwankungen der Tageslänge im Winter und Sommer eine etwas regelmässigere Verteilung haben als für die europäischen Länder, und unter letzteren z. B. für Italien eine etwas geringere als für die skandinavischen Länder; auch die übrigens nicht vollständig behandelte Thatsache, dass verhältnismässig mehr Selbstmorde am Tage als in der Nacht vorzukommen scheinen, könnte in einige Beziehung damit gebracht werden. Das wirtschaftliche und soziale Leben gestaltet sich um so ungleichartiger, je grösser die klimatischen Verschiedenheiten im Laufe des Jahres sind.

In dieser Verbindung kann auch die Verteilung auf Wochentage erwähnt werden. Seiner Zeit hat Guerry auf Grundlage von 6587 Selbstmorden diese Frage untersucht[2]). Er fand die folgende Pro-mille-Verteilung:

Sonntag	136	Donnerstag	157
Montag	152	Freitag	137
Dienstag	157	Sonnabend	112
Mittwoch	149	Zusammen	1000

Die Verteilung ist ungefähr dieselbe für beide Geschlechter, doch scheinen die Frauen verhältnismässig häufiger als die Männer am Sonntag Selbstmord zu begehen. Das Periodische im Menschenleben, mit Abwechselung zwischen Ruhe und Arbeit, Geldknappheit und Lohnzahlung etc. spiegelt sich auch in diesen Zahlen ab.

Man könnte ferner fragen, ob das besondere Gepräge des Jahres in wirtschaftlicher oder sozialer Beziehung einen Einfluss auf die Selbstmordfrequenz übt. Nach dem Entwickelten spielen allerdings die ökonomischen Ursachen eine weniger hervortretende Rolle, als die Geisteskrankheiten, aber einige Wellenbewegungen infolge der Schwankungen in der wirtschaftlichen Lage lassen sich doch beobachten. So starben in Finnland in den Landdistrikten 1861—65 305 Personen an Selbstmord, 1866—70 (mit Misswachs 1867—68) 341, im folgenden Quinquennium, von dem die ersten Jahre in Finnland wie fast überall sehr günstige waren, 215 und in der Periode des Rückganges 1876—80 251[3]). Im Deutschen Reiche kann man vielleicht, mit dem ausländischen Handel als Kriterium, die Perioden: 1881—82, 1887—91 und 1895—98 als Zeiten wirtschaftlicher Prosperität, 1883—86 wie 1892—94 des Gegenteils auffassen. In den ersteren hatte man nun auf 1 Million Einwohner die folgenden Selbstmordzahlen: 200 bezw. 204 und 203, in den Perioden des Rückganges 219 bezw. 214.

---

1) Le suicide. Paris 1897, p. 97 f.

2) Statistique morale de l'Angleterre comparée avec la statistique morale de la France. Paris 1861; hier nach Oettingen: Moralstatistik, 3. Ausg., Erlangen 1882, p. 752, citiert.

3) Vgl. hierzu Westerlund: Själfmorden i Finland 1861—95. Helsingfors 1898.

Für Dänemark kann man die Selbstmordfrequenz bis 1835 zurück verfolgen. 1841—45 entleibten sich durchschnittlich jährlich 306; im Notjahre 1846 stieg die Zahl auf 376, war 1847 (Handelskrise) 345 und sank dann im Jahre 1848 (Krieg und wichtige politische Ereignisse) auf 305; auch in den folgenden Kriegsjahren war die Selbstmordfrequenz eine mässige, um dann 1851—55 von neuem zu steigen (durchschnittlich 402). In der folgenden Zeit zeichnet sich wiederum das Kriegsjahr 1864 durch verhältnismässig wenige Selbstmorde aus, wogegen das schlechte Jahr 1868 eine grosse Selbstmordfrequenz brachte; in den günstigen Jahren 1871—75 sank dieselbe wieder und erreichte 1875 ein Minimum, wie ein solches über ein Menschenalter nicht beobachtet worden war (mit der Volkszahl verglichen). In der folgenden Zeit stieg die Zahl der Selbstmörder wieder rasch.

Dass die Kriegszeiten die Selbstmordziffer vermindert, weist u. a. auch Oettingen nach[1]). So war in Preussen in fast allen Altersklassen die Selbstmordhäufigkeit 1870—71 niedriger als vor und nach dieser Zeit.

Nach dem Entwickelten liesse sich auch erwarten, dass die wohlhabenderen Klassen eine geringere Selbstmordfrequenz haben als die armen. Dies bestätigt sich wenigstens für Dänemark, wie Sörensen in seinen oben (p. 477) citierten Untersuchungen nachgewiesen hat. Er fand für Kopenhagen (1865—74) und die Provinzialstädte (1876—83) die folgenden Zahlen:

Von 10000 Personen jeder Altersklasse starben durchschnittlich jährlich an Selbstmord:

Männer:

Alter (Jahre)	In der Arbeiterklasse		In den wohlhabenderen Klassen	
	Kopenhagen	Provinzialstädte	Kopenhagen	Provinzialstädte
20—35	5	5	3	2
25—35	17	16	7	5
55 u. darüber	25	23	9	9

Frauen:

Alter (Jahre)	Kopenhagen	Provinzialstädte	Kopenhagen	Provinzialstädte
20—35	2	2	1,0	0,4
35—55	2	2	0,5	1
55 u. darüber	3	4	0,9	2

Wie man sieht, ist die Selbstmordhäufigkeit in den wohlhabenderen Klassen bedeutend kleiner als in den ärmeren. Der Unterschied ist grösser, als man nach dem Anteil des ökonomischen Kummers als Selbstmordmotiv erwarten sollte; hier wie auf anderen Gebieten stehen wohl also die einzelnen Gruppen von Ursachen in Wechselbeziehungen zu einander. Auch wenn man die Selbstmorde mit den übrigen Todesfällen vergleicht, springt die Verschiedenheit der beiden gesellschaftlichen Klassen ins Auge. Unter Männern in den arbeitenden Klassen Kopenhagens im Alter 35—55 machten die Selbstmorde 7 Proz. der Todesfälle

1) Ueber akuten und chronischen Selbstmord. Dorpat 1881, p. 11.

überhaupt aus, in den Provinzialstädten sogar 9, in den wohlhabenderen Klassen dagegen nur 5 bezw. 4,5.

Im Arbeiterstande scheinen speziell die nicht fachgelernten Arbeiter eine verhältnismässig grosse Selbstmordfrequenz (und gleichzeitig auch eine grosse Alkoholsterblichkeit) zu haben.

5. Wie schon aus den Zahlen für England (oben p. 216—217) hervorgeht und wie Sörensen's eben angeführte Zahlen beweisen, spielen Alter und Geschlecht in der Selbstmordstatistik eine sehr grosse Rolle. Die folgenden Zahlen gelten für Dänemark und die Jahre 1886—95. Durchschnittlich kamen auf 10000 jeder Altersklasse Selbstmorde:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen	Alter (Jahre)	Männer	Frauen
10—15	0,4	0,1	50—55	11	2,1
15—20	1,6	0,9	55—60	13	2,6
20—25	3,1	1,4	60—65	12	2,6
25—30	3,1	1,0	65—70	13	2,7
30—35	3,8	0,7	70—75	14	2,5
35—40	5,4	0,9	75—80	14	2,7
40—45	6,4	1,6	80 u. dar.	13	3,9
45—50	7,5	2,1	alle Alterskl. zus.	4,1	1,1

Die Begrenztheit des Materials kommt in den Unebenheiten, namentlich beim weiblichen Geschlecht, zur Geltung. Die Selbstmordfrequenz der Männer ist wie in England und überhaupt überall, wo man die Geschlechtsverteilung untersucht[1]), viel grösser als die der Frauen. Im ganzen steigt die Frequenz stark mit dem Alter, bis, wie in England, im Greisenalter, wenigstens beim männlichen Geschlecht, ein Sättigungspunkt erreicht wird. Eine entsprechende Tafel teilt Coghlan für N. S. Wales aus den Jahren 1871—98 mit (l. c. p. 632). Man erhält danach auf 10000 Männer die folgende jährliche Selbstmordfrequenz:

Alter (Jahre)		Alter (Jahre)	
10—15	0,07	45—50	4,3
15—20	0,3	50—55	5,4
20—25	1,0	55—60	5,3
25—30	2,5	60—65	5,9
30—35	3,2	65—70	7,3
35—40	3,6	70 u. darüber	6,6
40—45	4,3	Zusammen	1,7

Die Selbstmordfrequenz der Frauen war durchschnittlich etwa ein Viertel der für die Männer gefundenen.

Einen hervorragenden Einfluss übt ferner der Civilstand aus. Nach der dänischen offiziellen Statistik lassen sich für 1886—95 die folgenden Zahlen berechnen.

Von 10000 Personen jeder Gruppe starben durchschnittlich jährlich an Selbstmord:

(Siehe Tabelle p. 655.)

Da die Beobachtungszahlen häufig recht klein sind, schwanken die Relativzahlen etwas, doch lassen sie deutlich grosse Verschiedenheiten

1) Vgl. z. B. die oben citierten Zusammenstellungen in Bull. intern.; vgl. ferner u. a. Morselli: Il Suicidio. Milano 1879 (deutsch 1881).

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	Junggesellen	Verheiratete	Witwer	Jungfrauen	Verheiratete	Witwen
20—25	3,4	—	—	1,6	—	—
25—30	4,2	1,7	—	1,5	0,6	—
30—35	7,6	2,3	9	1,4	0,5	—
35—40	10,9	4,2	8	2,1	0,8	3
40—45	13,5	5,0	15	2,2	1,3	3
45—50	11,7	6,6	12	3,2	1,6	2
50—55	19,2	9,2	18	2,7	1,6	3
55—60	18,0	10,5	25	3,2	2,3	3
60—65	13,4	9,6	20	2,1	2,1	4
65—70	12,4	10,6	21	1,0	2,6	3

erkennen. Die Eheleute stehen ausserordentlich viel günstiger da als die Ledigen und Verwitweten; das Niveau der letzteren beiden Gruppen ist etwa dasselbe.

Diese Ungleichheiten erhalten sich nun im ganzen auch, wenn man nach Stadt und Land unterscheidet. Ueberall steht der Ehestand mit einer verhältnismässig sehr kleinen Selbstmordfrequenz voran. — Noch viel grössere Selbstmordfrequenzen finden sich, wenn man die Klasse der Geschiedenen und Separierten gesondert betrachtet. Da aber die Grundzahlen in diesen beiden Gruppen recht klein und nicht sehr zuverlässig (vgl. oben p. 133) sind, will ich nicht näher darauf eingehen. Das hier für Dänemark betr. den Einfluss des Civilstandes Gefundene wurde im ganzen bestätigt von Durkheim (l. c. p. 179 f.) in einer Untersuchung für Frankreich und die Jahre 1889—91, nachdem früher J. Bertillon entsprechende Zahlen gefunden hatte. Durkheim's Untersuchung, die auf etwa 25000 Selbstmorden fusste, ergab das folgende Resultat:

Auf eine Million jeder Gruppe kamen durchschnittlich jährlich Selbstmorde:

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	Ledige	Ehemänner	Witwer	Ledige	Ehefrauen	Witwen
20—25	237	97	142	106	53	66
25—30	394	122	412	151	68	178
30—40	627	226	560	126	82	205
40—50	975	340	721	171	106	168
50—60	1434	520	979	204	151	199
60—70	1768	635	1166	189	158	257
70—80	1983	704	1288	206	209	248
80 u. dar.	1571	770	1154	176	110	240

Die Junggesellen stehen also etwas ungünstiger da als die Witwer, umgekehrt wie in Dänemark; in beiden Ländern behauptet dagegen der Ehestand seine bevorzugte Stellung.

J. Bertillon hat für Frankreich und die Jahre 1861—68 den Einfluss der ehelichen Fruchtbarkeit auf die Selbstmordfrequenz untersucht[1]).

1) Cours élémentaire de statistique. Paris 1896, p. 551 f.

Ebenso Durkheim für 1887—91 (l. c. p. 191 f., p. 207) und zwar mit dem folgenden Ergebnis, das die Bertillon'schen bestätigt.

Auf eine Million jeder Gruppe kamen Selbstmörder:

	Kinderlos	mit Kindern
Ehemänner	644	336
Witwer	1258	937
Ehefrauen	221	79
Witwen	322	186

Ob die kinderlosen älter oder jünger als die Mitglieder der zweiten Gruppe sind, dürfte schwer zu entscheiden sein; Durkheim ist der Meinung, dass sie jünger sind, weil z. B. darunter verwitwete sind, deren Ehe früh unterbrochen wurde. Indessen könnten die Ehen auch kinderlos sein, weil die Kinder bereits verstorben sind, was dann ein höheres Alter der Eltern bedingen würde. Etwas Bestimmtes kann nicht gesagt werden; doch dürfte man schwerlich diese merkwürdigen Differenzen allein aus dem Altersaufbau erklären können, es ist vielmehr wahrscheinlich, dass die Kinderlosigkeit ein Motiv mehr zum Selbstmord ist.

6. Man könnte ferner nach dem Einfluss der Konfession fragen. War dieser bei der allgemeinen Sterblichkeit nur gering, so erweist er sich um so bedeutender, wo es sich um Selbstmord handelt. Allerdings können, wie wir gesehen haben, nur wenige Selbstmorde in Verbindung mit religiösen Skrupeln gebracht werden, aber dennoch hat man hier mit stark wirkenden Ursachen zu thun. Dies lässt sich u. a. für die Schweiz nachweisen.

In der nachstehenden Tafel, welche auf Grundlage des statistischen Jahrbuchs der Schweiz für 1900 berechnet ist, wird die durchschnittliche jährliche Selbstmordfrequenz der Periode 1886—98 mitgeteilt.

Auf eine Million Einwohner kamen Selbstmörder:

In überwiegend protestantischen Kantonen	28
„ gemischten Kantonen	20
„ überwiegend katholischen Kantonen .	9
Ueberhaupt	22

Unter den 10 überwiegend katholischen Kantonen (Luzern, Uri, Schwyz, Obwalden, Nidwalden, Zug, Freiburg, Appenzell a. Rh., Tessin und Wallis) schwankte die Selbstmordfrequenz zwischen 5 (Uri) und 12 (Zug), in den 8 gemischten (Glarus, Solothurn, Baselstadt, St. Gallen, Graubünden, Argau, Thurgau und Genf) zwischen 14 (Graubünden) und 32 (Genf); in den 7 überwiegend katholischen endlich (Zürich, Bern, Basselland, Schaffhausen, Appenzell a. Rh., Waadt und Neuchâtel) zwischen 21 (Bern) und 42 (Waadt). Allerdings dürfte hierbei auch das mehr oder weniger hervortretende Stadtleben eine Rolle spielen, doch wird dieses allein kaum die grossen Differenzen erklären.

Auch in anderen Ländern erweist eine Scheidung der Bevölkerungsschichten nach Konfession meist einen grossen Unterschied zu Gunsten der Katholiken[1]) — In der Regel haben ebenfalls die Juden

1) Vgl. Bratassević: Die Selbstmorde in Wien während der Jahre 1854—94 (Stat. Monatschr. 1895; XXI), ferner u. a. Prinzing: Trunksucht und Selbstmord. Leipzig 1895, p. 38 f. Durkheim: l. c. p. 152 f.; Mayr: l. c. p. 715; Krose: Der Einfluss der Konfession auf die Sittlichkeit. Freiburg i. B. 1900, p. 76 f.

etwas niedrigere Ziffern als die Protestanten. Diese grossen Verschiedenheiten sollen keineswegs als Ausdruck des inneren Wertes der betreffenden Konfessionen gelten; überhaupt lassen sich ja hier nur die mehr äusserlichen Konfessionsverhältnisse in Betracht ziehen.

Nur nach solchen äusseren Umständen lässt sich auch der Grad der Volkserziehung beurteilen. Diejenigen Provinzen Italiens, in denen die Volksbildung am tiefsten steht, haben eine verhältnismässig geringe Selbstmordfrequenz, und umgehrt (Durkheim, p. 164 f.). Unter dem Einfluss der steigenden Bildung nimmt in den heutigen Zeiten die unmittelbare Massenherrschaft der katholischen Kirche ab, und mit dem wachsenden Emancipationsdrang der breiten Schichten der Bevölkerung steigt die Selbstmordfrequenz.

Die Reihe der Ursachen, welche die Selbstmordfrequenz beeinflussen, ist aber noch nicht erschöpft. Von grosser Bedeutung ist z. B. auch, wie schon berührt, das Leben in der Stadt mit deren vielen verkommenen Existenzen im Gegensatz zu dem ruhigen Leben auf dem Lande. Diese Thatsache ist schon altbekannt; so hat Wagner dieselbe nachgewiesen (l. c. p. 197 f.), wie später Legoyt (l. c. p. 192 f.) und Morselli (deutsche Ausg. p. 170 f.). Für Dänemark lassen sich unter Berücksichtigung des Alters die folgenden Zahlen berechnen. Es starben 1886—95 durchschnittlich jährlich unter 10000 jeder Gruppe an Selbstmord:

Alter (Jahre)	Kopenhagen		Provinzialstädte		Ländliche Bezirke	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
20—25	5,4	2,1	3,3	1,0	2,5	1,3
25—30	5,3	1,4	4,0	0,6	2,3	1,0
30—35	6,5	0,8	4,1	0,4	3,0	0,8
35—40	9,6	1,5	5,8	1,3	4,3	1,0
40—45	11,6	2,2	4,9	1,3	5,5	1,5
45—50	12,4	3,6	10,3	1,2	5,9	1,9
50—55	18,6	2,9	14,2	2,8	8,8	2,0
55—60	18,2	3,7	17,0	3,1	11,2	2,2
60—65	16,5	2,0	10,6	2,3	12,2	2,8
65—70	15,3	1,7	13,4	3,3	13,0	2,8

Wie man sieht, zeichnet sich bei beiden Geschlechtern Kopenhagen durch eine grosse Selbstmordfrequenz aus; unter den Männern ist auch in den Provinzialstädten die Selbstmordfrequenz grösser als in den Landbezirken, während die Zahlen für die Frauen schwanken.

Was die Gesellschaftsklassen betrifft, so können einige Beobachtungen über die Selbstmordfrequenz in der Armee angeführt werden. Ich kann hier auf die oben (p. 564 f.) citierten Quellen verweisen[1]. In der Regel ist beim Militär die Selbstmordfrequenz eine bedeutende, übrigens mit auffallenden Verschiedenheiten von Land zu Land. Unter den Ländern ragt Oesterreich-Ungarn hervor, mit einer jährlichen Selbstmordfrequenz gleich 127 per 100000 des Präsenzstandes in den Jahren 1883—93. Ausserdem kamen zahlreiche Selbstmordversuche vor (38

1) Vgl. auch R. Longuet: Étude statistique sur le suicide dans les armées européennes. Seventh Intern. Congress of Hygiene VIII, London 1892.

per 100 000) und Selbstverstümmelungen (26). Besser sind die Verhältnisse im deutschen Heere: 1892—94 war die jährliche Selbstmordfrequenz 51 von 100 000, ausserdem 15 vereitelte Versuche. In der italienischen Armee war die Selbstmordfrequenz 1894—98 jährlich 33 von 100 000. Diese Zahlen sind in Vergleich mit den für die Civilbevölkerung konstatierten sehr gross, besonders wenn man die Altersbesetzung ins Auge fasst. In den britischen Truppen in Indien war die Selbstmordfrequenz 1886—98 durchschnittlich jährlich 32, unter den Truppen der Eingeborenen 17, also bedeutend niedriger. Meist liegt das Material nicht so vor, dass man vollständig sicher den Einfluss der Dienstzeit beurteilen kann, doch scheinen die Soldaten in der ersten Zeit nach der Einberufung verhältnismässig häufiger Selbstmord zu üben, als später. In der deutschen Armee starben an Selbstmord 1892—94 im ersten Halbjahre mehr als doppelt so viele, wie im zweiten.

Uebrigens enthält die dänische offizielle Statistik einige Anhaltspunkte zur Beleuchtung der Frage nach der Selbstmordfrequenz in den einzelnen Berufsklassen. Da die Berufsgliederung der Volkszählung für das weibliche Geschlecht bedeutende Schwierigkeiten bereitet, wird man sich häufig auf die Selbstmorde der Männer beschränken müssen. Nimmt man an, dass die Altersverteilung der Altenteiler und des Gesindes in der ganzen Landbevölkerung etwa dieselbe ist, wie die von Rubin und mir für Fünen gefundene (vgl. oben p. 572 f.), und berechnet man dann die erwartungsmässigen Selbstmorde nach den Erfahrungen für die Landbevölkerung, so ergeben sich für das männliche Gesinde 224 erwartungsmässige gegen nur 181 beobachtete Selbstmorde im Alter von über 15 Jahren, eine Differenz, die jedoch abnehmen würde, wenn man etwas kleinere Altersintervalle zur Verfügung hätte. Doch scheinen die ganz jungen Dienstboten (auch unter 15 Jahren) verhältnismässig häufig Selbstmord zu begehen, dagegen die älteren verhältnismässig selten. Diese Zahlen werden durch eine andere Berechnung bestätigt. Aus den vorliegenden Selbstmordzahlen kann man berechnen, wie gross die Anzahl der Dienstboten in jeder Altersklasse nach der Volkszählung sein würde, wenn die Selbstmordhäufigkeit dieselbe wäre, wie in der allgemeinen Bevölkerung. Für alle Alter zusammen findet man dann 101 000 gegen 95 000 nach der Volkszählung, also etwa dieselben Zahlen; doch ergiebt die Berechnung für die jugendlichen Altersklassen eine wesentlich grössere Zahl als die Volkszählung, was also wiederum auf eine grosse Selbstmordfrequenz der jugendlichen Dienstboten hindeutet, im Gegensatz zu den älteren. Zum Teil erklärt sich dieser Unterschied daraus, dass die jungen Dienstboten meist unverheiratet sind.

Versucht man ähnliche Berechnungen für das weibliche Gesinde, so erhält man für die Landbezirke 85 erwartete Selbstmorde gegen 153 beobachtete, also eine sehr grosse Selbstmordfrequenz, die sich nur teilweise aus der Verteilung nach Civilstand erklären lässt, und dementsprechend ist die erwartungsmässige Volkszahl 210 000 gegen 122 000 nach der Volkszählung.

Was die Altenteiler betrifft, so wird häufig die Ansicht ausgesprochen, dass diese eine grosse Selbstmordfrequenz haben. Bisweilen deutet man dies sogar damit, dass sich unter diesen Selbstmorden auch Mordthaten verbergen. Bei einem Vergleich zwischen den Zahlen der Altenteiler und ihren Selbstmorden ergiebt sich auch thatsächlich eine

sehr grosse Selbstmordfrequenz, nämlich für Männer jährlich etwa 13 pro 10000, was mehrmal so viel ist wie in der allgemeinen Bevölkerung. Dies zeigt aber nur, dass hier notwendig der Altersaufbau in Rechnung gezogen werden muss; die Altenteiler sind in der Hauptsache alte Leute mit entsprechender Selbstmordfrequenz. Versucht man nach den Beobachtungen für die ganze Landbevölkerung eine ähnliche Berechnung wie oben, dann erhält man für männliche Altenteiler 190 erwartete, 195 thatsächliche Selbstmorde, also fast keine Differenz, und für Frauen 69 bezw. 67 (die letztere Berechnung ist allerdings etwas unsicher). Die Selbstmordhäufigkeit der Altenteiler ist daher nur wegen ihres vorgerückten Alters so bedeutend. Dieses Ergebnis wird auch durch Berechnung der Volkszahl bestätigt; die gefundene erwartungsmässige Zahl stimmt sehr gut mit der Volkszählung überein.

Was die übrigen Gesellschaftsklassen betrifft, so scheinen die männlichen Kapitalisten und Pensionäre recht günstige Ziffern aufzuweisen, ebenso die Civil- und Militärbeamten, wogegen die Künstler, Studenten, Privatgelehrten etc. eine sehr grosse Selbstmordfrequenz zu haben scheinen. Etwa dem Durchschnitt entsprechen die Seeleute und Fischer, weniger günstig steht der Handel und namentlich die Handlungsgehilfen. Recht günstige Ziffern hat die Industriebevölkerung, jedoch mit einem ähnlichen Unterschied zu Ungunsten der Unselbständigen, wie im Handel (teilweise wohl in Zusammenhang mit der Verteilung nach Civilstand).

Die Selbständigen im Ackerbau scheinen eine recht niedrige Selbstmordfrequenz zu haben. Weniger gilt dies für die Gehilfen in der Bauern- und Pächterbevölkerung (das letztere Ergebnis ist jedoch nicht ganz sicher). Auffallend ist die Thatsache, dass die Personen in Armenversorgung (Männer wie Frauen) eine Selbstmordfrequenz zu haben scheinen, welche diejenige der allgemeinen Bevölkerung nicht sehr übersteigt. In dieser Verbindung sei erwähnt, dass Geissler in seiner oben (p. 490) angeführten Untersuchung betr. die Waldheimer Sträflinge nur 11 Selbstmorde unter 469 Todesfällen findet. Dagegen dürften die Prostituierten (oben p. 637 f.) verhältnismässig häufig zum Selbstmord greifen.

Was die Selbstmordhäufigkeit nach Beruf in England betrifft, so kann auf die in den vorhergehenden Kapiteln angeführten Zahlen verwiesen werden. In den liberalen Professionen ragt der ärztliche Stand immer mit einer grossen Standardfrequenzzahl hervor, die übrigen haben zusammen die durchschnittliche Selbstmordfrequenz. Im Handelsstande stehen die Ladenhalter ein wenig über dem Durchschnitt, noch mehr gilt dies für die Handelsreisenden und die Kontoristen. Eine günstige Stellung nimmt das Eisenbahnpersonal ein, während die Seeleute die Mitte halten und die übrigen Transportberufe zusammen etwas dahinter zurückbleiben. In der Urproduktion hat die Ackerbaubevölkerung recht günstige Ziffern, was auch für die Bergleute gilt. In Industrie und Handwerk treten gewisse Berufe hervor; so haben die Fleischer eine grosse Selbstmordfrequenz; ebenso die Friseure, die Kaminfeger; eine mittlere die Schneider und die Textilindustrie. Ein wenig günstiger als durchschnittlich standen das Baugewerbe und die verwandten Berufe, ebenso die Metallarbeiter. Die mit alkoholischen Getränken gewerbsmässig Beschäftigten endlich haben eine grosse Selbstmordfrequenz.

Es ist nicht leicht, diese Zahlen in vollständigen Einklang mit den für Dänemark angeführten zu bringen. Im Zweifelsfalle dürften die englischen Zahlen das grössere Zutrauen verdienen.

7. Unter den Motiven fanden wir als recht hervortretend die Trunksucht, und wir können es nun versuchen, die hier behandelten englischen Beobachtungen mit Rücksichtnahme auf den Alkoholismus ins Auge zu fassen. Da viele der angeführten Berufe nur schwach vertreten sind, wird es notwendig sein, dieselben in grössere Gruppen zusammenzufassen. Zu dem Ende habe ich die englische Berufsstatistik für 1890—92 in der Weise bearbeitet, dass ich die Berufe mit etwa derselben Alkoholsterblichkeit zusammenfasste und die Anzahl der Sterbefälle als Gewicht benutzte. Man erhält dann die folgenden Gruppen:

Standardsterblichkeit an Alkoholismus	Anzahl der Sterbefälle in jeder Gruppe	Standardsterblichkeit an Selbstmord
0—2	2 428	8
3—5	39 900	9
6—8	21 482	13
9—11	80 846	15
12—14	52 592	16
15—20	16 648	17
21—30	17 806	17
31—50	6 910	20
51 u. darüber	11 572	28
Zusammen	250 184	14

Wo nur höchstens 2 Alkoholtodesfälle in einer Standardbevölkerung eintreten werden, die nach der allgemeinen Sterbetafel 1000 Todesfälle aufweist, ist also gleichzeitig die Selbstmordfrequenz 8, bei 3—5 Alkoholtodesfällen steigt sie auf 9 u. s. w., jede höhere Klasse nach Alkoholismus hat eine entsprechend höhere Selbstmordfrequenz. Selbstverständlich wird man nicht in allen Einzelheiten eine so regelmässige Parallelbewegung beobachten, doch kann man nicht umhin, eine Kausalverbindung zwischen diesen Verhältnissen anzunehmen, wenn auch selbstverständlich nicht ausgeschlossen ist, dass auch andere Ursachen die Symmetrie mit herbeiführen helfen. Für alle Berufsklassen zusammen ist die Alkoholsterblichkeit 13, die Selbstmordsterblichkeit 14. Ausser den erwähnten 100 Berufsklassen kann man schliesslich die nicht berufsthätige, wohl übrigens weniger gut abgegrenzte Bevölkerung ins Auge fassen. Die Standardsterblichkeit an Alkoholismus ist hier 23, an Selbstmord 28, also eine Uebersterblichkeit an beiden Ursachen, was mit der aufgestellten Reihe übereinstimmt, wenngleich die Selbstmordhäufigkeit grösser ist, als man nach der für die 100 Berufsklassen gefundenen Scala erwarten sollte.

Diese Ergebnisse enthüllen einen grösseren Einfluss der Trunksucht auf die Selbstmordfrequenz, als man streng genommen nach ihrer Rolle unter den Motiven erwarten sollte, wieder ein Beweis der vielen Wechselbeziehungen in der Motivenstatistik. Man verfügt nun aber für Dänemark über eine interessante Beobachtungsreihe betr. Selbstmörder, deren Tod sich allerdings nicht durchweg unmittelbar auf Trunksucht zurückführen liess, die aber doch notorisch Alkoholiker waren. Es waren nämlich 1886—95 von 1000 Selbstmördern nach der polizeilichen Untersuchung jedes Selbstmordes 340 trunksüchtig, 572 wurden als nicht-trunksüchtig bezeichnet, und in 88 Fällen konnte die Frage nicht entschieden werden. Unter 1000 weiblichen Selbstmördern waren nur 87 trunksüchtig, unter

1000 männlichen 409. Als direkte Ursache wurde, wie oben angeführt, die Trunksucht nur bei 164 männlichen, 29 weiblichen Selbstmördern registriert (beide Geschlechter 135).

Von 1000 Selbstmördern waren

Alter (Jahre)	trunk-süchtige	nichttrunk-süchtige	unbekannt	trunk-süchtige	nichttrunk-süchtige	unbekannt
	Männer			Frauen		
15—25	123	750	127	5	895	100
25—35	350	566	84	43	856	101
35—45	500	430	70	81	803	116
45—55	507	413	80	95	805	100
55—65	486	441	73	161	746	93
65—75	403	520	77	122	744	134
75 u. darüber	195	730	75	123	704	173
Zusammen	409	510	81	87	802	111

Man erkennt aus diesen Zahlen, wie die Häufigkeit der Trunksucht unter den Selbstmördern mit dem Alter zunimmt, bis im Alter 45—55 der Kulminationspunkt für die Männer, im Alter 55—65 für die Frauen erreicht wird (eine interessante Parallelbeobachtung für Norwegen soll im Schlusskapitel mitgeteilt werden). In der geringeren Trunksucht beim weiblichen Geschlecht dürfte dann auch eine stark wirkende Ursache seiner relativ niedrigen Selbstmordfrequenz liegen. Freilich nur zum Teil. Betrachtet man nämlich die Gruppe der unbekannten Fälle als neutral, so dass man sie pro rata auf die anderen verteilen kann, und erinnert man sich, dass die Frauen eine Selbstmordfrequenz haben, die nur $^1/_4$ von derjenigen der Männer ist, so ergiebt sich, falls die Zahlen überhaupt zuverlässig sind, dass die nicht-trunksüchtigen Männer wenigstens 2—3mal so häufig Selbstmord begehen wie die nicht-trunksüchtigen Frauen, indem man hier nicht übersehen darf, dass die nicht-trunksüchtigen bei der männlichen Bevölkerung einen kleineren Anteil ausmachen, als bei der weiblichen. So erkennt man auch, dass die grosse Selbstmordhäufigkeit in Dänemark nicht einzig aus den Trinksitten zu erklären ist; selbst wenn die Trunksucht ausgerottet wäre, würde dennoch aller Wahrscheinlichkeit nach Dänemark einen Vorsprung vor Norwegen behalten. Dass aber die geistigen Getränke eine Hauptrolle spielen, die vielleicht noch grösser ist, als sie wegen der oft berührten Wechselbeziehungen erscheint, dürfte jedenfalls als feststehende Thatsache gelten können[1]).

8. Der Vollständigkeit wegen mögen schliesslich einige Beobachtungen angeführt werden, die ein gewisses psychopathisches Interesse haben, nämlich betr. die Wahl der Selbstmordmittel.

(Tabelle siehe p. 662.)

Der weibliche Selbstmörder greift also verhältnismässig häufiger zum Ertränken, und zwar besonders in den jüngeren Jahren, als der männliche, der sich eher hängt. Der Tod durch Gift und Erschiessen wird in den jüngeren Jahren verhältnismässig oft gewählt, ersterer von den Frauen,

1) Ausführlich behandelt auch Prinzing die Frage in seiner oben citierten Schrift. Vgl. auch Bär: Die Trunksucht und ihre Abwehr, 1890.

Pro-mille-Verteilung der Selbstmorde in Dänemark 1886—95:

Männer im Alter (Jahre)	Erhängen	Ertränken	Erschiessen	Vergiften	Andere Mittel
15—35	636	88	177	60	39
35—55	809	84	56	28	23
55—75	874	72	30	9	15
75 u. darüber	822	116	25	0	37
Frauen im Alter (Jahre)					
15—35	286	407	32	218	57
35—55	594	273	3	82	48
55—75	698	235	0	17	50
75 u. darüber	617	321	0	12	50

letzterer von den Männern. Diese Beobachtungen werden nun auch u. a. durch solche für Deutschland bestätigt. Auch in Japan macht man ähnliche Erfahrungen mit Rücksicht auf die Wahl des Todes durch Erhängen und Ertränken (Mayr, l. c. p. 707 f.).

9. Ich wende mich jetzt zu den Unfällen und fange mit einer kleinen Zusammenstellung der tödtlichen Unfälle an, die Bodio's oben citiertem Bericht entstammt.

Von 1 Million starben durchschnittlich jährlich 1887—93 an Unfall:

Italien	347	Serbien	370
Frankreich	329	Finnland	461
Belgien	333	Schweden	412
Holland	352	Norwegen	469
Deutschland	375	Dänemark	225
Schweiz	557	England	555
Oesterreich	271	Schottland	621
Ungarn	233	Irland	347

Die Verschiedenheiten sind gross, aber bei weitem nicht so auffallend wie bei den Selbstmorden. Japan ist mit 485, Uruguay mit 499 aufgeführt. Für die australischen Kolonien giebt Coghlan an: 1871—75 1010, 1886—90 906 und 1896—98 766, also, wie es scheint, eine regelmässige Abnahme der an und für sich bedeutenden Unfallfrequenz. Die Verschiedenheiten der industriellen Verhältnisse wie die Gefahren der Seefahrt und Fischerei spiegeln sich u. a. in den angeführten Zahlen wieder.

Um nun der Sache etwas mehr auf den Grund zu gehen, habe ich in der nachstehenden Tafel für England-Wales die durchschnittliche jährliche Häufigkeit per Million in jeder Altersklasse der Todesfälle infolge Unfalls und Fahrlässigkeit (accident and neglicence) berechnet; die Todesfälle wegen Mord, Todtschlag und Hinrichtung müssen hinzugerechnet werden, um die Verhältniszahlen p. 216—217 für gewaltsame Todesfälle zu erhalten. Es handelt sich hier um 111 394 Todesfälle beim männlichen, 42 365 beim weiblichen Geschlecht.

(Siehe Tabelle p. 663.)

Das Alter wie das Geschlecht spielen also auch hier eine ausserordentlich grosse Rolle, und zwar sterben die Männer viel häufiger an Unfall, als die Frauen, bis im hohen Alter die Zahlen sich nähern; selbst Knaben unter 5 Jahren unterliegen mehr der Gefahr, durch Unfall zu sterben, als die gleichaltrigen Mädchen; die Uebersterblichkeit der Knaben macht sich, wie unten nachgewiesen werden soll, schon im zweiten Lebensjahre geltend.

Männer:

Alter (Jahre)	Gewaltsame Todesfälle											
	in Bergwerken u. Steinbrüchen	wegen Eisenbahnen	weg. Fuhrwerks u. Pferden	durch Maschinen, Waffen, Werkzeug	durch Fall u. Schlag	durch Explosion, Verbrennen, Verbrühen	durch Blitzschlag, Hitzschlag, Erfrieren	durch Ertränken	durch Ersticken	durch Vergiftung	wegen anderer Ursachen	Zusammen
0—5	0	6	75	6	75	348	11	126	453	24	107	1231
5—10	2	14	81	11	56	71	6	166	11	5	24	447
10—15	47	25	64	32	58	16	5	138	10	3	29	427
15—20	105	56	57	48	70	16	7	154	12	3	38	566
20—25	95	81	60	33	87	17	6	166	13	6	42	606
25—35	104	84	77	32	124	21	10	161	18	17	50	698
35—45	117	95	106	39	198	23	17	186	24	29	76	910
45—55	121	103	144	47	278	28	28	208	29	38	101	1125
55—65	102	127	196	56	368	33	48	227	35	40	162	1394
65—75	54	128	265	58	499	70	63	207	44	36	267	1691
75 u. darüber	13	112	261	42	846	208	74	163	55	20	591	2385
Zusammen	71	62	96	32	148	74	15	166	77	18	76	835

Frauen:

Alter (Jahre)	in Bergwerken u. Steinbrüchen	wegen Eisenbahnen	weg. Fuhrwerks u. Pferden	durch Maschinen, Waffen, Werkzeug	durch Fall u. Schlag	durch Explosion, Verbrennen, Verbrühen	durch Blitzschlag, Hitzschlag, Erfrieren	durch Ertränken	durch Ersticken	durch Vergiftung	wegen anderer Ursachen	Zusammen
0—5	0	4	49	4	52	263	9	66	434	18	85	984
5—10	0	4	22	3	23	96	4	25	6	3	10	196
10—15	0	4	6	4	13	29	2	19	3	1	6	87
15—20	0	4	3	5	9	22	1	26	3	5	5	83
20—25	0	2	3	2	9	16	2	21	4	6	4	69
25—35	0	3	4	2	15	19	2	22	6	7	7	87
35—45	0	6	7	4	34	25	4	25	9	10	11	135
45—55	0	8	15	5	73	38	7	34	11	12	21	224
55—65	0	10	24	7	142	67	9	36	16	12	53	376
65—75	0	14	47	10	306	128	14	38	17	18	156	748
75 u. darüber	0	18	61	18	881	341	17	28	21	20	823	2228
Zusammen	0	5	17	4	57	74	5	31	61	8	38	300

Die Abhängigkeit vom Alter enstpricht dem allgemeinen Gang der Sterblichkeit, mit einer starken Abnahme in den späteren Kindesjahren und einer folgenden stetigen Zunahme, die beim männlichen Geschlecht mit dem Alter 10—15, beim weiblichen mit dem Alter 20—25 beginnt. Doch bestehen diesbezüglich grosse Unterschiede in Rücksicht auf die einzelnen Unfallursachen. In Bergwerken verunglückten tödtlich natürlich fast nur Männer im berufsthätigen Alter; die Eisenbahnunfälle verteilen sich allerdings auf beide Geschlechter und alle Alter, aber auch hier sind die erwachsenen Männer am meisten bedroht, was auch für die Unfälle durch Maschinen und dgl. gilt. Die Zahlen betreffend Unglücksfälle durch Ueberfahren durch Wagen und dgl. deuten teils auf die Berufsgefahren der Männer, teils auf die Schwierigkeit der Alten und der Kleinkinder, sich gegen derartige Gefahren zu schützen, und wohl auch auf die mit dem Alter abnehmende Widerstandsfähigkeit. Etwas Aehnliches gilt für die Todesfälle durch Fall und Schlag. Das Verbrühen, Verbrennen etc. ist ausnahmsweise etwa gleich häufig bei beiden Geschlechtern, und zeigt wiederum die übliche Abhängigkeit vom Alter; auch der Tod durch Ersticken ist etwa gleich häufig für das männliche und weibliche Geschlecht; man hat hier wesentlich mit Gefahren der Kleinkinder zu thun, die z. B. im Bette ersticken. Der Tod durch Ertrinken ist in England

verhältnismässig wenig vom Alter abhängig[1]), um so mehr der Tod durch Erfrieren, Blitzschlag und Hitzschlag. Eine untergeordnete Rolle spielt die Vergiftung, die ganz naturgemäss im berufsthätigen Alter den Mann verhältnismässig häufig heimsucht, aber gleichzeitig eine Tendenz der Zunahme mit dem Alter hat. Auch diesem Tode ist das erste Kindesalter mehr ausgesetzt als die Jugendjahre.

Man kann also hier sozusagen drei Perioden des Lebens unterscheiden: die jungen Jahre, wo noch von einer Berufsthätigkeit keine Rede ist, das produktive Alter, wo die professionelle Sterblichkeit sich geltend macht, und endlich das Greisenalter mit der abnehmenden Widerstandsfähigkeit, wo aber auf der anderen Seite die Beschäftigung keine wesentlichen Gefahren verursacht. In mehreren der angeführten Gruppen sieht man die Unfallhäufigkeit im Greisenalter abnehmen, so beim Ertrinken und bei Unfällen in Bergwerken; in anderen nimmt sie auffallend zu. Was das weibliche Geschlecht betrifft, so fällt die Hälfte der Unfälle auf die ersten 15 Jahre des Lebens, ein Fünftel trifft Frauen über 65; beim männlichen fällt gegen ein Drittel auf das Alter unter 15 Jahren und gegen ein Zehntel auf über 65. In der Schweiz[2]) waren 1896—98 unter tödtlich verunglückten Frauen 46 Proz. unter 15jährig und 21 Proz. unter Männern, also verhältnismässig weniger als in England.

Um nun speciell das Kindesalter ins Auge zu fassen, so betrachte man vorerst die folgende Tafel.

Von einer Million in jeder Alterklasse starben durchschnittlich jährlich wegen Unfalls:

Alter (Jahre)	Knaben	Mädchen
0—1	2746	2579
1—2	959	756
2—3	896	624
3—4	802	463
4—5	625	364

Dass die Unfallsterblichkeit der Knaben unter 1 Jahr ein wenig grösser ist als die der Mädchen, kann mit dem etwas kleineren Durchschnittsalter der ersteren in Verbindung stehen. Unter 10 315 Unglücksfällen der Knaben im ersten Lebensjahr kamen 3490 auf den ersten Lebensmonat, bei den Mädchen waren es 3169 unter 9751; ein Drittel dieser Unglücksfälle fallen also auf den ersten Lebensmonat.

Namentlich ist der Tod durch Ersticken im ersten Lebensmonat verhältnismässig häufig. Auch Unfälle bei der Geburt spielen hier eine Rolle, ebenso Vergiftungen durch Opiate. In den folgenden Lebensmonaten sind gleichfalls die Todesfälle durch Ersticken ausserordentlich häufig, aber auch die durch Verbrühen sind stark vertreten, und diese letzteren spielen vom zweiten Lebensjahre an die Hauptrolle, bis im Alter 5—10 die Todesfälle durch Ertrinken bei den Knaben den vordersten Platz einnehmen.

Unter den Todesfällen durch Blitzschlag, Hitzschlag und Erfrieren nehmen in England die ersteren nur eine bescheidene Stellung ein. Man hat für die 10 Jahre im ganzen 167 Fälle von Blitzschlag,

1) Anders in einem Lande wie den Fær-Öern (vgl. oben p. 413).
2) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1900

1044 von Hitzschlag und 1477 von Erfrieren. Unter den durch Blitz Getödteten waren nur 24 Frauen. Im kleinen Dänemark starben 1890 bis 1894 im ganzen 53 an Blitzschlag, oder jährlich 5 pro Million der Bevölkerung, in England-Wales nur 0,6. Ueberhaupt ist die Verteilung der Todesfälle nach Unfallarten von Land zu Land äusserst verschieden. So bestand in Dänemark die Hälfte der tödtlichen Unfälle von Männern in Ertrinken, in England nur $\frac{1}{5}$, in Norwegen dagegen 1894—98 sogar $\frac{2}{3}$ [1]).

Man kann nun nach der Unfallhäufigkeit in verschiedenen gesellschaftlichen Klassen fragen. Hier bildet wiederum die englische offizielle Statistik, wie schon in den vorgehenden Kapiteln, eine Hauptquelle. Als Standardsterblichkeit infolge Unfalls hat man 56 auf 1000 für die allgemeine berufsthätige Bevölkerung, und zwar in den Ackerbaubezirken nur 44, gegen 59 in den Industriebezirken. Eine verhältnismässig kleine Unfallsterblichkeit, nämlich 22, haben die liberalen Professionen, wo nur die Aerzte mit 37 hervorragen. Die Ladenhalter kommen diesem Niveau mit der Unfallsterblichkeit 25 sehr nahe, während die Handelskontoristen 21, die Handelsreisenden aber 46 haben. Letzten steht das Schankgewerbe mit 47 sehr nahe.

In den Transportberufen ist die Unfallsterblichkeit sehr gross, nämlich 122, unter Seeleuten sogar 223 (unter Fischern 148), dagegen in den Ackerbauberufen nur 36, also bedeutend unter dem Durchschnitt. Wiederum steigt die Standard-Unfallsterblichkeit in den Bergwerken auf 135, in den Steinbrüchen auf 120. In der Industrie sind viele Berufe verhältnismässig wenig der Unfallgefahr ausgesetzt. So die Buchbinder und Buchdrucker, die Schuhmacher und Schneider, die Textilindustrie (25); die Metallindustrie ist schon mehr heimgesucht (44) und noch ein wenig mehr die Baugewerbe, unter denen namentlich die Dachdecker eine grosse Unfallsterblichkeit haben. Diese Erscheinungen sind im ganzen leicht erklärlich. Um die angeführten Zahlen besser zu beleuchten, ist im Folgenden für einzelne Hauptgruppen die relative Häufigkeit der Unglücksfälle berechnet.

Von 10000 in jeder Altersgruppe starben infolge Unfalls 1881—96:

Alter (Jahre)	Laden halter	Transportwesen	Ackerbau	Bergleute	Metallindustrie	Bauindustrie	Textilindustrie
15—20	1,9	10,8	3,0	15,0	3,3	3,4	2,2
20—25	1,9	14,5	3,2	15,2	4,0	3,7	1,7
25—35	2,5	14,8	4,5	17,8	4,2	4,5	2,9
35—45	3,9	18,7	5,3	20,3	5,9	6,4	3,3
45—55	4,4	24,5	6,4	27,2	9,4	9,8	5,0
55—65	7	30	10	29	14	15	8
65 u. darüber	10	46	16	39	28	23	24
Zusammen	3,5	17,8	6,3	19,4	6,4	7,2	3,9

Die Unfallhäufigkeit steigt also im ganzen in allen Erwerbsgruppen stark mit dem Alter. Dies bleibt bestehen, auch wenn man die nicht tödtlichen Unfälle mit in Rechnung zieht (mit einem Rückschlag vom

1) Vgl. Statistisk Aarbog for Kongeriget Norge. Kristiania 1900.

70. Jahr an), wie dies für Deutschland betreffend die berufliche Unfallversicherung nachgewiesen worden ist[1]).

10. Man könnte nun fragen, welchen Anteil die beruflichen Unfälle an der Unfallsterblichkeit haben; hierüber erhält man Auskunft im Bericht über die Schweizerische Unfallzählung, welche sich auf eine dreijährige Periode bezieht[2]). Gezählt wurden alle Unfälle, die über-vierzehnjährige Personen betrafen. Im ganzen starben 3572 an Unfall, darunter 1657 an solchem im Beruf; kommen hierzu die Todesfälle der Kinder, so erkennt man, dass wohl nur etwa ein Drittel aller tödtlichen Unfälle auf den Beruf zurückzuführen war. Eine bindende Regel für alle Länder wird dies selbstverständlich nicht sein; doch werden wahrscheinlich überall die nicht-beruflichen tödtlichen Unfälle die Mehrheit bilden. Eine dänische Unfallzählung, die sich freilich nur auf einen Teil des Landes und nur auf 4 Monate erstreckte, ergab 107 Todesfälle, unter welchen 21 berufliche waren[3]).

Wie das Alter die Verteilung der beruflichen und nichtberuflichen tödtlichen Unfälle beeinflusst, wird die nachstehende Uebersicht für die Schweiz erläutern.

Alter (Jahre)	Männer			Frauen		
	Berufs-unfälle	Nicht-Berufs-unfälle	Von 100 Unfällen waren Berufs-unfälle	Berufs-unfälle	Nicht-Berufs-unfälle	Von 100 Unfällen waren Berufs-unfälle
15—19	91	121	43	7	29	43
20—24	100	133	43	27	20	
25—34	232	230	50	24	29	
35—44	273	235	54	32	41	43
45—54	252	284	47	36	53	
55—64	259	253	51	43	55	
65—74	170	187	48	37	70	28
75 u. darüber	54	100	35	20	75	
Zusammen	1431	1543	48	226	372	38

In der Mitte des Lebens ist also unter den Männern die berufliche Unfallsterblichkeit verhältnismässig die grössere. Von 65 Jahren an nimmt die Verhältniszahl bedeutend ab, dasselbe gilt für die Frauen. Ueber die Art dieser Unfälle giebt die folgende Uebersicht nähere Auskunft.

(Tabelle siehe p. 667.)

Tödtliche Unfälle, wie Ertrinken, Erfrieren und Ersticken, Schuss und Vergiftung sind also in der Schweiz bei weitem häufiger nicht-beruflich; die tödtlichen Eisenbahnunfälle, wie auch der Tod infolge Fallens sind ungefähr zur Hälfte beruflich. Anders natürlich mit den Unfällen durch Maschinen und Werkzeuge.

---

1) Unfallstatistik für das Jahr 1897, II, 1, Amtliche Nachrichten des Reichs-Versicherungsamts 1900, Beiheft p. 15*, vgl. auch L. Lass und F. Zahn: Einrichtung und Wirkung der deutschen Arbeiterversicherung. Berlin 1900, p. 172.

2) Ergebnisse der Schweizerischen Unfallzählung vom 1. April 1888 bis zum 31. März 1891. Bern 1894.

3) Ulykkestilfælde paa Sjælland i September—December 1898. Statistiske Meddelelser 4 Række 7, 1900.

	Tödtliche	
	Berufsunfälle	Nicht-Berufsunfälle
Eisenbahnunfälle	77	81
Ueberfahren auf andere Weise	117	48
Maschinen und Werkzeuge	63	30
Fall	708	774
Verbrennung	57	80
Schuss	1	52
Erfrieren	10	107
Ertrinken	69	425
Ersticken	16	49
Vergiftung	15	56
Kraftspiele	0	2
Andere Ursachen	524	211
Zusammen	1657	1915

Den tödtlichen Unfällen stehen nun aber zahlreiche mit nicht-tödtlichem Ausgang zur Seite, in der Schweiz 2493 berufliche und 789 nicht-berufliche mit bleibender Erwerbsunfähigkeit, und 60211 bezw. 14507 mit Erkrankung von mehr als 7tägiger Dauer. Nach der dänischen Erhebung waren unter 291 Fällen von Invalidität 124 berufliche, und unter 4537 vorübergehenden Krankheitsfällen 1932. In beiden Ländern sind die nicht-tödtlichen Unfälle verhältnismässig viel häufiger im Beruf zugezogen, als die tödtlichen.

Nach Veranlassung verteilten sich in der Schweiz die Unfälle, wie folgt:

	Bleibende Erwerbsunfähigkeit		Krankheit	
	Berufsunfall	Nicht-Berufsunfall	Berufsunfall	Nicht-Berufsunfall
Eisenbahnunfälle	120	15	3593	140
Ueberfahren auf andere Weise	80	25	1621	466
Maschinen und Werkzeuge	870	75	7005	661
Fall	453	336	13687	7500
Verbrennung	28	15	2360	367
Schuss	7	93	22	349
Erfrieren	6	16	28	29
Vergiftung	3	2	125	62
Kraftspiele	0	1	0	438
Andere Ursachen	926	211	31770	4495
Zusammen	2493	789	60211	14507

Nichtberufliche Eisenbahnunfälle ziehen also verhältnismässig selten Krankheit nach sich, weniger gilt dies für Unfälle durch Verbrennung.

11. Eine erhebliche Rolle spielen wieder die Jahreszeiten. Nach der offiziellen Statistik für Dänemark war für 1870—94 die Verteilung von 1200 tödlichen Unglücksfällen folgende:

	Alle Ursachen		Ertrinken
	Männer	Frauen	Beide Geschlechter
Januar—März	241	236	220
April—Juni	311	298	339
Juli—September	362	362	384
Oktober—Dezember	286	304	257

Das Minimum trifft also auf den Winter, das Maximum auf den Sommer; die natürlichste Erklärung ist die, dass das Leben viel kräftiger im Sommer als im Winter pulsiert. So war die Anzahl der durch Eisenbahn und Fuhrwerk Verunglückten im Juli-September fast

ein Drittel der Jahresziffer, im Januar-März kaum ein Fünftel. Auch der Tod durch Ertrinken ist im Sommer verhältnismässig sehr häufig. Aber auch die meteorologischen und andere Verhältnisse sind im Spiele. Allerdings ist Blitzschlag im Winter keineswegs unerhört, und auf jeden Monat des Jahres fällt im 25jährigen Zeitraum wenigstens ein Sterbefall dieser Art, aber dieser Unfall konzentriert sich doch auf die heisse Zeit. Von 204 Fällen trafen nur 14 in den 6 Monaten November-April ein, 190 in den übrigen 6 Monaten, und unter diesen wiederum 130 im Juli-August-September. Dagegen waren die durch Feuersbrunst Verunglückten zahlreicher im Frühling als im Sommer.

Für sämtliche Unfälle (auch nicht-tödtliche) erhält man nach der Schweizer Unfallzählung als durchschnittliche tägliche Anzahl

Monat	Im ganzen	Berufsunfälle	Nicht-Berufsunfälle	Monat	Im ganzen	Berufsunfälle	Nicht-Berufsunfälle
Januar	79	59	20	Juli	79	63	16
Februar	82	63	19	August	74	58	16
März	71	58	13	September	72	56	16
April	61	49	12	Oktober	76	61	15
Mai	71	57	14	November	74	60	14
Juni	77	61	16	Dezember	75	59	16

Sowohl die beruflichen wie die nichtberuflichen Unfälle sind also verhältnismässig häufig im Winter; die Frequenz sinkt im Laufe des Frühjahrs, bis im April ein Minimum erreicht wird; nachher steigt die Zahl wieder in den Sommermonaten, namentlich für die beruflichen. Der Einfluss der Jahreszeit ist nach diesen Zahlen jedoch kaum so stark wie in Dänemark (für die tödtlichen Unfälle allein). Uebrigens können Zufälligkeiten einen grossen Einfluss üben, schon z. B. ein einzelner Tag, an dem die Arbeit im allgemeinen ruht, wird im betreffenden Monatsdurchschnitt sich möglicherweise fühlbar machen.

Auf die Wochentage verteilen sich die Schweizer Unfälle, wie folgt:

	Im ganzen	Berufsunfälle	Nicht-Berufsunfälle
Sonntag	39	19	20
Montag	90	71	19
Dienstag	81	66	15
Mittwoch	78	64	14
Donnerstag	75	61	14
Freitag	77	64	13
Sonnabend	81	67	14
Durchschnittlich	74	59	15

Da in der Schweiz die Sonntagsruhe einen verhältnismässig bedeutenden Umfang hat, wird man verstehen, warum am Sonntage die Unfallhäufigkeit im Beruf so klein ist. Eigentümlicherweise haben die für fremde Rechnung Arbeitenden verhältnismässig häufiger einen Berufsunfall am Sonntag, als die auf eigene Rechnung Berufsthätigen. An den folgenden Tagen beeinflussen teils die alkoholischen Getränke, teils die im Laufe der Woche zunehmende Ermüdung die berufliche Unfallhäufigkeit. In ersterer Beziehung kann angeführt werden, dass unter 856 Unfällen, bei denen nebenher der Genuss alkoholischer Getränke als mitwirkende Ursache genannt war, 185 am Sonntag, 174 am Montag, 113 an jedem der zwei folgenden Tage, 96 am Donnerstag und dann am Schluss der Woche 82 bezw. 93 vorgekommen waren.

Die vorstehenden Zahlen sprechen recht deutlich für die Abhängigkeit der Alkoholunfälle von der Entfernung des Zahltages.

Diese Beobachtungen stimmen nun ganz gut mit den nach der deutschen gewerblichen Unfallversicherung für das Jahr 1897 gefundenen[1]). Man hat danach die folgende Wochenverteilung von 700 Unfällen:

Sonntag . . .	16	Donnerstag . .	110
Montag . . .	122	Freitag . . .	106
Dienstag . . .	117	Sonnabend . .	119
Mittwoch . .	110	Zusammen	700

Doch muss bemerkt werden, dass eine frühere Untersuchung für 1887 ein etwas abweichendes Ergebnis hatte, indem der Freitag besonders stark mit Unfällen belastet war.

Verteilt man endlich 800 Unfälle nach Tageszeit, so erhält man folgendes:

Nachts	12—3 Uhr	11	Nachmittags	12—3 Uhr	102
Morgens	3—6 „	18	„	3—6 „	211
Vormittags	6—9 „	110	Abends	6—9 „	83
„	9—12 „	236	„	9—12 „	29

Leider fehlt hier eine Angabe über die effektiven Arbeitsstunden in den Betrieben als Anhaltspunkt. Doch scheint die bedeutende Erhöhung am Sonnabend, 3—6 Uhr (grösser, als nach dem Jahresdurchschnitt für diesen Tag zu erwarten) auf eine Wirkung der Ermüdung hinzudeuten; auch die Unfallhäufigkeit am Montag Vormittag ist auffallend gross. Weniger stimmt die Monatsverteilung mit der für die Schweiz gefundenen überein. Auf die einzelnen Quartale fallen hier von 1200 Unfällen 276 bezw. 290, 323 und 311, in der Schweiz dagegen etwa 307 bezw. 285, 301 und 307.

12. Was nun die beruflichen Unfälle in den einzelnen Erwerbszweigen betrifft, so findet man für Deutschland die folgenden Zahlen (berechnet auf 1000 Vollarbeiter zu je 300 Arbeitstagen):

(Tabelle siehe p. 670.)

Dass das Transportwesen zu Land und zu Wasser wie der Bergbau eine grosse tödtliche Unfall-Frequenz haben, stimmt mit der englischen Statistik überein. Von den tödtlichen Unfällen in der Seeschifffahrt beruhten etwa $^4/_5$ auf Ertrinken; die chemischen Industrien, das Bauwesen wie die Müllerei etc. haben etwa eine mittlere Sterblichkeit, unbedeutend ist die tödtliche Unfall-Frequenz u. a. in der Leder- und Bekleidungsindustrie, in der Textilindustrie und im Buchdruck.

Was die Unfälle betrifft, die Erwerbsunfähigkeit zur Folge haben, so weisen Transportwesen und Bergbau wiederum recht grosse, Textil- und Lederindustrie u. s. w. relativ kleine Zahlen auf, aber auf mehreren Punkten ändert sich doch die Reihenfolge, und dies noch mehr bei den leichteren Unfällen. So ist die Eisen- und Stahlindustrie durch viele kleinere Unfälle (Augenverletzungen u. s. w.) ausgezeichnet; ebenso die Holzindustrie (Armbrüche u. dgl.), wogegen die Eisenbahnen verhältnismässig wenige Unfälle dieser Art haben. Auch die Seeschifffahrt kommt unter dem Durchschnitt zu stehen. Dagegen behaupten sich Bergwerke und

1) Unfallstatistik für das Jahr 1897, I. Amtliche Nachrichten des Reichs-Versicherungsamts 1899, Beiheft.

	Unfälle überhaupt		Unfälle, welche zur Folge hatten				
	absolut	auf 1000 Voll-arbeiter	eine Erwerbsunfähigkeit von				Tod
			0-25 %	25-50 %	50-75 %	75-100 %	
Spedition u. Lagerei, Fuhrwesen .	2668	14,15	8,76	2,33	0,74	0,57	1,75
Staats-Eisenbahnen, Post u. Telegraphie	2287	6,99	2,32	1,12	0,78	1,45	1,32
Private Bahnbetriebe	293	5,42	2,96	0,91	0,35	0,28	0,92
Binnenschifffahrt	527	11,35	6,03	1,40	0,50	0,43	2,99
Staatsbetriebe für Schifffahrt, Baggerei, Flösserei	57	11,28	5,74	1,98	1,39	0,59	1,58
Seeschifffahrt	397	8,95	4,08	1,11	0,36	0,63	2,77
Bergbau	5670	12,09	7,01	2,00	0,62	0,40	2,06
Steinbrüche	1554	11,94	6,76	2,11	0,82	0,50	1,75
Müllerei, Zucker, Brennerei, Brauerei u. Mälzerei	3018	10,51	6,54	1,95	0,49	0,51	1,02
Nahrungsmittel, Fleischerei, Tabak	726	3,12	2,49	0,34	0,10	0,06	0,13
Papier, Buchdruck	1115	4,68	3,14	0,76	0,36	0,17	0,25
Leder, Bekleidung	587	3,07	1,91	0,49	0,19	0,27	0,21
Textilindustrie	2394	3,25	2,31	0,51	0,20	0,09	0,14
Holz	2868	11,77	8,62	1,90	0,53	0,18	0,54
Bauwesen (Privatbetriebe) . . .	10349	11,59	6,85	2,25	0,61	0,61	1,27
Oeffentliche Baubetriebe . . .	450	6,23	2,17	1,91	1,01	0,57	0,57
Metall, Feinmechanik, Musikinstrumente	1190	4,67	3,61	0,64	0,14	0,14	0,14
Eisen und Stahl	6873	8,92	6,19	1,57	0,35	0,24	0,57
Glas, Töpferei, Ziegelei	1486	5,12	3,31	0,93	0,30	0,12	0,46
Chemie	1007	7,76	4,63	1,40	0,36	9,40	0,97
Gas- und Wasserwerke	179	5,14	3,02	1,03	0,23	0,40	0,46
Marine- und Heeresverwaltung .	276	5,85	2,99	1,19	0,78	0,61	0,28
Zusammen	45971	8,08	4,99	1,41	0,44	0,38	0,86

Steinbrüche an recht hervorragender Stelle, und ungefährlich erscheinen wiederum Textilindustrie, Leder- und Bekleidungsindustrie u. s. w.[1]).

Diese Zahlen stehen nun in vielen Beziehungen mit den Schweizer Beobachtungen in gutem Einklang. Auch hier hat die Textilindustrie ein günstige Stellung, ebenso die mit Herstellung von Kleidung und Putz beschäftigte Industrie. Ungünstig stehen Bergbau und Verkehrswesen da. Mit dem Ergebnis der Volkszählung von 1888 betr. berufsthätige männliche Personen als Grundlage erhält man:

(Tabelle siehe p. 671.)

Die „liberalen" Professionen haben also niedrige Ziffern, ebenso, im ganzen genommen, Handel, Landwirtschaft, Textilindustrie u. s. w.; dagegen ist der übrigens nicht zahlreich vertretene Bergbau schlecht daran, ebenso das Verkehrswesen und mehrere Industrien, wie Baugewerbe und chemische Industrie. Naturgemäss treten die nicht-beruflichen Unfälle verhältnissmässig hervor, wo die Frequenz an und für sich eine niedrige ist.

Eine Untersuchung für Schweden bestätigt in vielen Beziehungen diese Beobachtungen. Auch hier steht der Bergbau ungünstig da, Textil-, Bekleidungs- und Lederindustrie dagegen sehr günstig[2]). Aehnliches mit Rücksicht auf den Bergbau in Norwegen[3]).

1) Wie sich die einzelnen Unfälle ereigneten, wird in der zweiten Abteilung des zweiten Teils des citierten Werkes (3. Beiheft 1900) behandelt.

2) Hj. Gullberg: Olycksfall i arbetet år 1897. Stockholm 1899.

3) A. Hazeland: Statistiske Undersögelser angaaende Ulykkestilfælde ved norske industrielle Virksomheder i Aarene 1885 og 1886. Kristiania 1889.

	Auf 1000 berufsthätige Männer kamen infolge Unfalls			Durchschnitts-dauer der Krankheit
	Todesfälle	Fälle von Erwerbsun-fähigkeit	Krank-heitsfälle	
„Liberale“ Professionen	1	1	28	34
Handel	3	1	43	23
Verkehrswesen	6	7	240	23
Landwirtschaft u. dgl.	3	2	36	37
Forstwirtschaft, Jagd, Fischerei	8	5	101	35
Bergbau u. dgl.	17	20	569	22
Herstellung von Metallen, Maschinen usw.	2	4	140	23
do. von Baustoffen und Bauten	4	6	153	24
Chemische Industrien	4	10	219	23
Papierindustrie, Typographie u. dgl.	1	2	52	26
Herstellung von Kleidung und Putz	2	1	24	29
do. von Gespinnsten und Geweben usw.	2	3	49	27
do. von Nahrungs- und Genussmitteln	3	3	94	28

Die günstige Lage der Landwirtschaft in Bezug auf Unfälle bestätigt sich auch für Deutschland. Nach der oben citierten Denkschrift von Lass und Zahn war 1898 die Unfallhäufigkeit in der landwirtschaftlichen Unfallversicherung 426 auf 100000 Versicherte, bei den gewerblichen Berufsgenossenschaften (mit Ausnahme des Baugewerks und des Tiefbaues) 710. Verteilt man diese Zahlen auf die einzelnen Arten von Unfällen, so ergiebt sich für tödtliche Unfälle 23 bezw. 73, für Unfälle mit völliger, dauernder Erwerbsunfähigkeit 3 bezw. 9, für solche mit teilweiser Erwerbsunfähigkeit 209 bezw. 353 und für solche mit vorübergehender Erwerbsunfähigkeit 191 bezw. 275. Die leichteren Unfälle treten also in der Landwirtschaft mehr hervor, als in der Industrie [1]). Dagegen standen nach einer Unfallversicherungsstatistik für Finnland Industrie und Landwirtschaft auf gleich günstiger Stufe; aber die Seefahrt fällt durch ihre grosse Anzahl von Todesfällen infolge Unfalls auf [2]).

Für Oesterreich liegen umfassende Untersuchungen vor. Hier möge die Statistik der Jahre 1890–96 verwertet werden [3]). Zu den gefährlichen Professionen gehören danach die Arbeit in Steinbrüchen, das Brettsägen, ferner die Arbeit in Brennereien und Brauereien, der Eisenbahnbau, der Hochbau und das Maurergewerbe; im Ackerbau die Arbeit mit Dreschmaschinen; endlich die Arbeit in Mühlen.

In Steinbrüchen, wo die Todesfälle namentlich durch Einsturz von Felsmassen u. s. w. sowie durch Explosionen und Sprengen entstanden, traten unter 10000 Arbeitern durchschnittlich jährlich 44 tödtliche Unglücksfälle auf und 106 Fälle mit dauernder gänzlicher oder teilweiser Erwerbsunfähigkeit; beim Brettsägen (mit Dampfkraft) hatte man 24 bezw. 83; hier waren die Unfälle zum guten Teil durch Kreissägen herbeigeführt. In den Brennereien und Brauereien kommen u. a. Fälle von Verbrühungen vor, aber auch Unfälle durch Arbeitsmaschinen, beim Biertransport u. s. w.

1) S. a. Statistik der entschädigungspflichtigen Unfälle der Land- und Forstwirthschaft des Deutschen Reichs für das Jahr 1891. Bearbeitet im Reichs-Versicherungsamt. Berlin 1893.

2) A. Hjelt: Olycksfall i arbetet inom olika yrken i Finland. Helsingfors 1892.

3) Ergebnisse der zum Zwecke der Revision der Gefahrenclasseneintheilung überprüften Unfall-Statistik der Jahre 1890—96. Wien 1899.

In welchem Grade hier der Alkoholismus mitwirkt, lässt sich nicht ersehen. Bei den Maurern werden tödtliche Unfälle und solche mit dauernder Erwerbsunfähigkeit (16 bezw. 56 per 10000) wesentlich durch Fall und Einsturz hervorgerufen, ferner durch Aetzkalk, Eisen- und Steinsplitter (Augenverletzungen) u. s. w. So auch im Hochbau (13 bezw. 61); beim Eisenbahnbau (16 bezw. 57) kommen Unfälle durch Sprengen, Einsturz u. s. w. vor. Bei dem Betrieb von Dreschmaschinen kamen 11 tödtliche Unfälle auf 10000 Personen, andere schwere Unfälle 57, in Mahlmühlen 10 bezw. 41.

Auch die Arbeit in Hütten- und Hammerwerken ist gefährlich. In Eisen- und Stahlhütten kamen allerdings nur 7 Todesfälle per 10000 vor, aber 62 Fälle mit dauernder Erwerbsunfähigkeit. Bemerkenswert ist, dass hier die vorübergehenden Krankheiten ausserordentlich häufig sind (vgl. die deutsche Eisen- und Stahlindustrie).

Recht gefährlich ist ferner die Arbeit in Zuckerfabriken und Raffinerien, weniger wegen Verbrühungen und dgl., als durch Arbeitsmaschinen, Fall u. s. w.; ferner auch in Ziegeleien, namentlich mit Maschinenbetrieb, und in chemischen Fabriken, Leuchtgasfabriken, Maschinenfabriken und Metallgiessereien. Die Tischlereien (mit Motoren) haben allerdings wenige tödtliche Unfälle, um so zahlreicher sind dafür die übrigen schweren Unfälle (2 bezw. 138); das Kreissägen beansprucht hierbei einen starken Anteil; dieses erklärt auch teilweise die recht grosse Unfallhäufigkeit in der Holzstoff- und Holzpappenfabrikation.

Im Gegensatz zu diesen Berufen stehen nun wie in anderen Ländern die Berufe, welche mit Textilwaren und Bekleidung zu thun haben, sowie auch die Druckereien und die Tabakfabriken in dieser Beziehung günstige Verhältnisse haben. So waren die Relativzahlen in der Tabakindustrie nur 0,2 und 0,8. Allerdings werden überall Unfälle vorkommen können, besonders wo — wie in der Textilindustrie — der Grossbetrieb entwickelt ist, durch Transmissionen, Arbeitsmaschinen, Fall von Treppen, Leitern u. s. w.; aber es dürften hier überhaupt die Gelegenheiten zu solchen Unfällen seltener sein, als in den oben angeführten Betriebsgattungen. Einzelne Beispiele dieser Berufe (meistens mit Motoren) werden in der nachstehenden Uebersicht angeführt.

Betriebsgattung	Anzahl der Unfälle mit		Auf 10000 Arbeiter fallen Fälle von	
	dauernder Erwerbsunfähigkeit	Tod	dauernder Erwerbsunfähigkeit	Tod
Seiden- und Samtwarenfabriken	19	1	3	—
Schafwollspinnereien	168	11	27	2
Schafwollwarenfabriken mit Spinnerei u. Appretur	195	22	11	1
Schafwollwarenwebereien ohne „ „ „	23	2	9	1
Teppich- und Möbelstofffabriken	25	2	11	1
Tuchfabriken	104	17	15	3
Flachs- und Werggarnspinnereien	153	19	14	2
Jutewebereien in Verbindung mit Jutespinnereien	115	6	32	2
Baumwollspinnereien	706	53	35	3
Baumwollwarenwebereien ohne Spinnerei u. Appretur	189	22	6	1
Appreturanstalten	51	7	15	2
Färbereien	61	9	15	2
Wirkwarenfabriken	7	6	3	3
Hutfabriken	34	5	8	1

Es handelt sich also hier im ganzen um viel kleinere Zahlen, als in den früher erwähnten Betriebsgattungen.

13. Was die österreichischen Bergwerke betrifft, so hat man nach dem oben p. 580 citierten Bericht für 1896 die folgenden Ergebnisse. Unter 1118 Sterbefällen, d. i. 85 per 10000, von vollberechtigten aktiven Bruderladenmitgliedern kamen 182 auf Verunglückung im Dienste, d. i. 14 per 10000. Es wurden 2192 invalid, darunter 177 wegen Verunglückung im Dienste, oder 165 bezw. 13 per 10000. Die Unfallsterblichkeit war besonders gross im Kohlenbergbau, und in diesem wieder im Braunkohlenbergbau. In letzterem treten noch mehr die Invaliditätsfälle durch Unfall hervor. Wie das Alter sich geltend macht, erhellt aus nachstehender Tafel.

Alter (Jahre)	Anzahl der Todesfälle		Invaliditätsfälle	
	wegen Verunglückungen im Dienste	Wegen anderer Ursachen	wegen Verunglückungen im Dienste	Wegen anderer Ursachen
unter 25	47	176	22	27
25—	54	217	46	152
35—	41	205	57	337
45—	33	193	36	686
55—	6	110	16	638
65—	1	31	0	162
75—	0	4	0	13
Zusammen	182	936	177	2015

In den jungen Jahren tritt also der Unglücksfall sowohl als Todesursache wie als Invaliditätsursache stark in den Vordergrund, um dann mit dem zunehmenden Alter an Bedeutung zu verlieren. Bezüglich der preussischen Bergleute hat Morgenbesser (vergl. oben p. 579) die folgenden ausgeglichenen Werte für den oberschlesischen Knappschaftsverein berechnet.

Von 10 000 Personen starben wegen

Alter (Jahre)	Unfalls	anderer Ursachen
25	21,5	46,4
35	22,9	65,5
45	35,7	130,4
55	32,6	183,8
65	46,0	393,8
75	15,4	1050,2

Diese Zahlen stehen in recht gutem Einklang mit den österreichischen.

Die Unfallsterblichkeit in den italienischen Bergwerken war 1898—99 ziemlich dieselbe wie in Oesterreich, jährlich etwa 15 per 10 000, während 28 verwundet wurden; in den Steinbrüchen waren die Zahlen 11 bezw. 17[1]).

Vergleicht man nun diese Ergebnisse mit den für England in den einzelnen Reports of the Inspector of Mines angegebenen, dann wird man im ganzen eine Abnahme der Unfälle unter Einfluss der Gesetzgebung und der freiwilligen Sicherungsmassregeln beobachten können. So ergeben sich

1) Rivista del servizio minerario nel 1899. Roma 1900.

für den Südwestlichen Distrikt (darunter Cornwall) 1873—87 durchschnittlich 28 Unfalltodesfälle auf 10000 Arbeiter, 1888—99 17.

Im Liverpool-Distrikt (West-Lancashire und ein Teil von Wales, wesentlich Kohlenbau) starben 1873—87 durchschnittlich 29 per 10 000, 1888—99 nur 16[1]). Noch schlagender tritt die Besserung hervor, wenn man die Sterblichkeit mit der Produktion vergleicht. Auch die oben p. 578. citierten Actuarial Reports betreffend die Northumberland- und Durham Bergleute erwiesen eine Abnahme der Unfallsterblichkeit. Doch darf nicht übersehen werden, dass einzelne Minenunglücke eine sehr weittragende Wirkung haben können. So starben im Jahre 1890 in Llanerch infolge einer einzigen Explosion 176 Personen, sonst im Jahre im Südwestlichen Distrikt nur 6[2]).

Fragen wir nun endlich nach den Unfällen im Eisenbahndienst, so können wir auf die früher (p. 557) citierten Untersuchungen von Zillmer und Zimmermann zurückgreifen. Der erstere fand für die Jahre 1885—89 die folgenden Zahlen:

Von je 10 000 Beamten der einzelnen Dienstzweige

	wurden infolge eines Unfalls im Dienst dienstunfähig	starben aus Ursache eines Unfalles im Dienste
Zugförderungsbeamte	16	6
Zugbegleitungsbeamte	26	22
Bahnbewachungsbeamte	3	10
Stationsbeamte	2	2
Beamte für den niederen Stationsdienst	10	12
Weichenwärter	8	11
Bureau- u. s. w. Beamte	0,5	0,5
Sämtliche Zugbeamte	22	15
„ Nicht-Zugbeamte	3	6
„ Beamte	8	8

Diese Uebersicht enthüllt, wie man sieht, ungeheure Verschiedenheiten, die übrigens leicht erklärlich sind.

Das Alter ist in nachstehenden, von Zimmermann berechneten ausgeglichenen Werten für 1877—87 (einschl.) berücksichtigt:

Von 10 000 Personen wurden im Laufe des Jahres dienstunfähig wegen

Alter (Jahre)	Unfalls im Dienste			anderer Ursachen		
	Zugbeamte	Nicht-Zugbeamte	Sämtliche Beamten	Zugbeamte	Nicht-Zugbeamte	Sämtliche Beamte
25	3,8	0,8	1,6	8,0	4,6	5,6
35	17,4	1,9	6,4	27,3	20,1	21,8
45	26,8	2,9	8,5	86,1	66,9	72,1
55	39,1	5,5	11,7	377,2	263,2	281,8
65	54,9	3,7	9,2	1165,8	971,5	991,0

1) Reports of Joseph S. Martin: Inspector of Mines for the South-Western District . . for the Year 1899. Reports of Henry Hall . . for the Liverpool District . . . London 1900.

2) Mit Rücksicht auf die englischen Bergleute kann auch auf F. G. P. Neison jun.s Arbeit hingewiesen werden: The Rate of Fatal and Non-Fatal Accidents in and about Mines and on Railways. London 1880.

Die Wahrscheinlichkeit, wegen Unfalls dienstunfähig zu werden, steigt also im ganzen mit dem Alter, wenngleich bei weitem nicht in dem Masse, wie wegen anderer Ursachen. Eine entsprechende Uebersicht lässt sich auch für die tödtlichen Unfälle aufstellen.

Von 10 000 dienstthuenden Personen starben im Laufe des Jahres wegen

Alter (Jahre)	Unfalls im Dienste			anderer Ursachen		
	Zugbeamte	Nicht-Zugbeamte	Sämtliche Beamte	Zugbeamte	Nicht-Zugbeamte	Sämtliche Beamte
25	8,8	4,3	5,5	53,1	69,6	65,0
35	13,2	5,6	7,8	74,7	71,0	72,2
45	16,1	6,7	8,8	118,4	109,0	110,0
55	19,3	5,8	8,4	184,7	185,8	185,6
65	22,5	7,7	9,0	315,7	343,8	340,8

Auch hier nimmt man eine Zunahme der Unfallwahrscheinlichkeit mit dem Alter wahr, doch ist dieselbe noch kleiner als bei der Dienstunfähigkeit. Für beide Arten von Unfällen ist das Zugpersonal schlimmer daran, als das übrige Personal.

Aus dem hier Entwickelten folgt, dass streng genommen der Einfluss des Alters immer eliminiert werden sollte, wenn man richtige Schlüsse mit Rücksicht auf die Unfallhäufigkeit in verschiedenen Betriebsarten ziehen will. Die Verschiedenheiten der summarischen Unfallzahlen für die einzelnen Berufe sind aber so enorm, dass der Einfluss des Alters in der Regel nur ganz untergeordnet ist. Grössere Schwierigkeiten erwachsen aus der oben berührten Thatsache, dass häufig ein einziges unglückliches Ereignis, eine Grubenexplosion, ein Theaterbrand oder dgl. sehr viele Menschen auf einmal heimsuchen kann, die Zahlen also häufig sehr unregelmässig und widersprechend werden können. Man muss deshalb in der Unfallstatistik äusserst vorsichtig arbeiten. Im übrigen enthält diese Statistik ausserordentlich viele dankbare Aufgaben, nicht nur theoretischer Natur, wie z. B. die Bestimmung der Wahrscheinlichkeit eines Berufsthätigen, dienstunfähig zu werden oder im Dienste zu sterben u. s. w., sondern auch praktischer Art. Es würde z. B. sehr interessant sein, die Sterblichkeit der Unfallinvaliden kennen zu lernen, und zwar unter Berücksichtigung der seit dem Unfall verflossenen Zeit, ferner die Bedeutung des grösseren oder kleineren Betriebsumfanges, der einzelnen Arten von Maschinen etc. für die Unfallhäufigkeit zu bestimmen, sowie die Ursachen der Unfälle und die Arten der Verletzungen näher zu studieren. Zum Teil enthalten die bereits vorliegenden Beobachtungen der Arbeiterversicherung Material zur Beantwortung dieser Fragen, zum Teil werden aller Wahrscheinlichkeit nach künftige Berichte solches vermitteln. So sind die Aussichten für die Unfallstatistik vielversprechend.

Einundzwanzigstes Kapitel.

Schluss.

1. Dem Leser, welcher die Geduld gehabt hat, mich auf der langen Wanderung durch zwanzig Kapitel zu begleiten, werden naturgemäss zwei Fragen am Herzen liegen: Was hat man nun eigentlich bisher auf dem Gebiete der Gesundheitsstatistik erreicht, und wie soll man das Fehlende beschaffen. Aber hinter diesen Fragen taucht eine dritte am Horizont auf, bei weitem die wichtigste: Welches wird überhaupt die Zukunft der Vitalstatistik sein, wo liegen die neuen Bahnen, welche die Statistik einschlagen soll, wenn einmal die Lehre von der Mortalität gewissermassen eine vollendete Thatsache geworden ist, wenn allerdings vielleicht noch dieses oder jenes zu ergänzen, dieser oder jener Satz zu verbessern, hier und dort eine falsche Theorie zu berichtigen ist, in der Hauptsache jedoch das Gebäude fertig dasteht. Wer seine Wissenschaft liebt, der wird sich gewiss öfters solche Fragen vorlegen, und mit Recht, denn werden solche neue Bahnen nicht erschlossen, so bedeutet dies den Verfall, den Tod der betreffenden Wissenschaft.

Nun lehrt uns allerdings die Geschichte der Sozialwissenschaften, dass solche Besorgnisse kaum berechtigt sind. Als die Heroen der klassischen Nationalökonomie ihre Lehrsätze aufgestellt, als ihre Nachfolger die ganze Theorie in elegante Form gebracht hatten, konnte es einen Augenblick scheinen, als sei auf diesem Gebiet nichts mehr zu leisten, als vielleicht die Lehrsätze populär zu entwickeln, um sie dem grossen Publikum zugänglich zu machen. Und doch waren eben erst die Bahnen für eine reiche und vielseitige Arbeit abgesteckt. Der zukünftige Geschichtsschreiber der Nationalökonomie wird vielleicht gerade die letzten zwei Menschenalter als die reichste Entwickelungsperiode bezeichnen, mit ihrer vielseitigen tiefgehenden Arbeit, von welcher man zu Ricardo's Zeiten keine Ahnung haben konnte. So auch, wenn man das Horoskop der Statistik stellen will. Man kann hundert gegen eins wetten, dass die Bahnen, welche man jetzt im Dunkeln zu erkennen glaubt, nur einzelne Grundlinien für die Arbeit der Zukunft bilden werden. Wir können ebensowenig die Zukunft der Gesundheitsstatistik ausmalen, wie unsere Vorfahren in der Zeit des Merkantilismus eine Ahnung von der Aera der Dampfmaschinen und der Elektricität haben konnten.

Vor allem wird es wohl eine gemeinsame Zukunftsaufgabe aller wissenschaftlichen Disciplinen sein, die Einheit der Wissenschaft wieder herzustellen. Die tiefgehende Arbeitsteilung unserer Zeit wird wohl kaum aufhören, was aber erreicht werden kann, ist dieses, dass alle Hand in Hand arbeiten, so wie eine wohldisciplinierte Armee nach

einem festen Plan vorrückt. Die Statistik scheint hierbei eine Mission zu haben. Wenn ein geschulter Statistiker die medizinische und hygienische Litteratur durchblättert, wird er nicht umhin können, die ausserordentlichen Verluste an Arbeitszeit und Arbeitskraft zu bedauern, die trotz glänzender Ausnahmen so häufig vorkommen, Materialsammlungen, die wenigstens vor der Hand wertlos sind oder einer viel tiefer gehenden Bearbeitung bedürften, um zuverlässige Schlüsse ziehen zu lassen. Bisweilen hat man fast den Eindruck, als ob die Forscher in zwei scharf gesonderte Lager sich scheiden, ein jeder nur das kennt und citiert, was in seinem eigenen Gebiete gewachsen ist. Und doch sind die Hauptsätze der Statistik so einfach, dass ein jeder, der im wissenschaftlichen Denken geübt ist, dieselben durch eine verhältnismässig geringe Arbeit meistern kann. Viele ernst gemeinte Arbeiten hätten sich durch eine Aenderung des Plans ganz anders gestalten können, als wirklich wertvolle Beiträge zu unserem Wissen vom Leben und Sterben; anderen könnte einfach ihr unnützes Dasein erspart geblieben sein. Und von ihrer Seite könnten bei gemeinschaftlicher Arbeit Hygiene und Medizin die Sozialwissenschaften ausserordentlich fördern, indem diese letzteren wohl mit guten Beobachtungsmethoden ausgerüstet sind, aber doch selbstverständich häufig den richtigen Blick für das, worauf es ankommt, vermissen lassen. So, wenn es sich um die Todesursachen handelt, oder um die Frage nach der Vererbung, oder wenn es gilt, die Ursachen einer bedeutenden Berufssterblichkeit zu erforschen. Der Statistiker ist befähigt, eine richtige ziffermässige Beobachtung zu machen, wird aber häufig einer falschen Interpretation der Ergebnisse ausgesetzt sein. Das Ideal der Arbeitsteilung wird mit anderen Worten nur dann erreicht werden, wenn alle nach einem einheitlichen Plan arbeiten, und das erste Resultat einer solchen gemeinschaftlichen Arbeit dürfte sein, dass die Hauptergebnisse und Hauptaufgaben der einen Wissenschaft den Pflegern der anderen verständlich würden. Es ist meine Hoffnung, dass dieses Buch ein Scherflein zu dieser Verständigung beitragen werde.

2. Ein kurzer Rückblick auf die vorhergehenden Darstellungen wird übrigens die Frage nach den Aufgaben der Zukunft beleuchten. Was die Beobachtungen betrifft, so kommt es vorerst darauf an, die Unsicherheit derselben, die Grenzen und die Natur der unvermeidlichen Fehler, sowie den Einfluss, welchen diese Fehler ausüben können, kennen zu lernen. Hier dürften die Sozialwissenschaften viel von den Naturwissenschaften lernen können, ein neuer Beweis für die Einheit in der Mannigfaltigkeit der Wissenschaft. Die Physiker und Astronomen z. B. sind daran gewöhnt, ihre Beobachtungen mit peinlicher Gewissenhaftigkeit zu prüfen, die Instrumente genau zu untersuchen und die Grenzen der in den Beobachtungsinstrumenten wie auf anderen Ursachen beruhenden Fehler thunlichst zu berechnen. Das Ergebnis einer ähnlichen Revision in der Statistik wird vielleicht einfach eine Bestätigung der ursprünglichen optimistischen Auffassung sein, dass die Beobachtungen trotz ihrer Mängel dennoch im ganzen ein richtiges Totalbild geben. Trotzdem wird auch dann diese Arbeit keineswegs verlorene Mühe sein. Nach einer solchen umfassenden und geduldigen Revision dürfte man sich sogar häufig in der Zukunft mit einfacheren Beobachtungen und Berechnungen begnügen können, als man es früher wagte, so dass sie schliesslich arbeitersparend wirken würde. Ein organischer Teil der betreffenden Revision ist nun ferner die Untersuchung, ob die Hauptsätze der Wahrscheinlichkeitsrechnung hier anwend-

bar sind, ob die Zahlen dem Exponentialgesetze soweit gehorchen, dass eine Berechnung des mittleren Fehlers zulässig ist, und falls dies nicht der Fall, ob dann eine Bearbeitung der Beobachtungen nach dieser oder jener Richtung wenigstens in der Praxis statthaft ist. Auch hier ist eine Prüfung der Beobachtungen keineswegs überflüssig, selbst wenn man im voraus das Endergebnis zu kennen glaubt. Bei dieser Arbeit wird sich auch zeigen, dass die Wahrscheinlichkeitsrechnung noch keineswegs fertig ist, dass man auf der einen Seite das Ausgleichungsproblem seiner definitiven Lösung näher bringen, wie auch Lehrsätze zur Verwertung und Vereinfachung komplizierter Beobachtungsreihen erzielen kann.

Was die Litteraturgeschichte der Statistik betrifft, so ist noch manches zu leisten und wird solches von jeder neuen Generation zu leisten sein. Selbst wenn man es dazu gebracht hätte, eine jede einigermassen bedeutungsvolle Leistung zu kennen und thunlichst richtig zu beurteilen, so ist man noch keineswegs fertig. Roscher schreibt mit Rücksicht auf Lotz[1]), dass ein jeder junge Nationalökonom seine „Revision der Grundbegriffe“ einmal durchderken sollte. Es hiesse zu viel verlangen, wenn ein jeder Statistiker die ganze Litteratur seiner Wissenschaft durchgehen sollte, aber in jeder Generation sollte dies wenigstens einer thun. Denn eine jede neue Generation wird die Sache mit anderen Augen ansehen und wird wohl in der Regel einen besseren Ueberblick gewinnen können. Dann wird sich ergeben, dass dieser oder jener Forscher zu streng oder zu milde beurteilt, seine Methoden falsch verstanden worden sind, und es werden die Quellen, aus welchen er seine Gedanken geschöpft hat, vielleicht aufgedeckt werden.

Aber noch mehr bleibt für die Geschichte der Gesundheitsverhältnisse zu erforschen. Wir sind in der Lage, aus alten Archivakten viele Beobachtungen zu gewinnen, die unseren Vorfahren unbekannt waren. Nicht nur die Kirchenbücher, auch die Bücher der Tontinen, der Leibrentenanstalten, der Witwenkassen, oder wie sie alle heissen, ferner die Stammtafeln und die Etatslisten betr. Geistliche, civile oder militärische Beamte, oder die Verzeichnisse der Insassen in Mönchs- und Nonnenklöstern sind Quellen, die erst zum Teil erschlossen wurden. Wir haben in dieser Beziehung einen grossen Vorsprung gegenüber unseren Vorfahren; wir können uns gewissermassen rühmen, über die gesundheitliche Lage der früheren Generationen besser unterrichtet zu sein, als jene selbst, und noch mehr lässt sich von der Zukunft erwarten; denn die Beobachtungen jener Zeit standen ganz vereinzelt da; jetzt haben wir ein ganzes, wenngleich noch nicht lückenloses System von Beobachtungen, das als Anhaltspunkt dienen kann, wenn es gilt, die Gesundheitsverhältnisse jener Zeiten zu beurteilen. Und wenn es so gelingt, aus den Archiven derartige alte Schätze zu heben, wird dies wieder dazu dienen, die wirtschaftlichen Zustände der verschiedenen Zeiten zu beleuchten; die Geschichtsschreibung wird der Statistik verpflichtet werden, und wieder wird eine Brücke zwischen zwei Wissenschaften geschlagen sein.

Was nun ferner unsere Kenntnisse über die gegenwärtigen Mortalitätsverhältnisse in der Gesamtheit einer Bevölkerung betrifft, so ist man wohl im grossen Ganzen ziemlich gut unterrichtet, nur für die höchsten Altersklassen bedarf es noch weiterer Untersuchungen.

1) Geschichte der National-Oekonomik in Deutschland. München 1874, p. 666.

Auch der Einfluss des Civilstandes ist noch nicht endgültig nach allen Richtungen festgestellt; so bleibt z. B. zu erforschen, welchen Einfluss die Dauer des Ehestandes oder Witwenstandes auf die Gesundheitszustände übt. Dazu wäre z. B. die Sterblichkeit solcher Personen zu untersuchen, die weniger als 5 Jahre verwitwet waren. Ferner gilt es die Krankheitszustände statistisch zu messen, die Sterblichkeit der Invaliden, der Blödsinnigen u. s. w. sowie die Häufigkeit der betr. Gebrechen, die Wahrscheinlichkeit, von dieser oder jener Krankheit befallen zu werden und die Aussichten der Genesung zu bestimmen, also z. B. die Häufigkeit der Scarlatina, die Wahrscheinlichkeit daran zu sterben, den Anteil der von ihr nicht heimgesuchten Personen in jeder Altersklasse. Auch wird man die Verbreitung von Syphilis und die Lebenschancen der Syphilitiker erforschen können, Aufgaben, die z. B. für die Lebensversicherung von ausserordentlich grosser Bedeutung sind.

Auch wo es sich um die periodischen Bewegungen der Sterblichkeit und Kränklichkeit handelt, hat man noch den einzelnen Krankheiten nachzugehen, um deren Abhängigkeit von Witterungsverhältnissen zu bestimmen. Es ist hier noch manches unklar, und nur durch tief eindringende Untersuchungen wird man zu endgültigen Ergebnissen vordringen.

In der Todtgeburten-Frage dürfte die Geburtenfolge von grosser Bedeutung sein, ebenso die Häufigkeit der Geburten. Uebrigens vermisst man noch eine vielseitige Statistik der Aborten und Frühgeburten, ferner gilt es eingehende Auskünfte über die künstlichen Geburten zu erzielen; eine Statistik der Todtgeburten auf diesen Gebieten dürfte viel mehr des Interessanten bieten, als die Feststellung der Todtgeburtenfrequenz in verschiedenen Gesellschaftsklassen, die schliesslich doch von Geburtenfolge, Geburtshäufigkeit, Alter der Mutter u. s. w. stark beeinflusst wird. Wo es sich um Lebendgeborene handelt, drängt sich die Frage nach dem Einfluss der Ernährung mit aller Macht in den Vordergrund, doch spielen jedenfalls auch die Ansprüche an den Organismus der Mutter eine grosse Rolle. Dieser letztere Einfluss ist keineswegs formaler Natur, es lässt sich beweisen, dass die grosse Sterblichkeit in kinderreichen Familien nicht allein darauf beruht, dass die Todesfälle die Fruchtbarkeit erhöhen, sondern auch darauf, dass die forcierte Kindererzeugung positiv schädlich wirkt. Dagegen dürfte der Einfluss des Alters der Eltern geringer sein, als man sich meist vorstellt. Ueberhaupt sind die Einflüsse der erblichen Belastung öfters von untergeordneter Bedeutung, nicht nur im Kindesalter, sondern überhaupt. Doch sind hier eingehende Untersuchungen, die auf sehr weit specialisierten Beobachtungen fussen müssen, vonnöten.

Uebrigens tritt uns in der Kindersterblichkeit eine ausserordentliche Fülle von Aufgaben entgegen, besonders die Bestimmung des Einflusses von Wohlstand, ehelicher oder unehelicher Geburt (und zwar unter Berücksichtigung der Legitimationen). Man wird hier nicht bald zu Ende kommen. Interessante Anhaltspunkte werden dabei gewiss (wie auch in der Frage nach der Berufssterblichkeit) durch anthropometrische Beobachtungen geboten werden. Ist auch erwiesen[1]), dass man die von

1) A. Holck: Quetelet og Kunsten. Nationalök. Forenings Festskrift. København 1897.

Quetelet gehegte Hoffnung aufgeben muss, durch derartige Beobachtungen die schönen Künste wesentlich zu fördern, so hat man in der hier angedeuteten Richtung einen reichlichen Ersatz.

Was Land und Rasse betrifft, so darf man sich vieles von einer weiteren Entwickelung der Statistik in aussereuropäischen Ländern versprechen. Dieselbe hat schon bis heute manches geleistet, und man kann sich für die nächste Zukunft einen Ueberblick über die Sterblichkeit in allen den Ländern versprechen, welche von der europäischen Kultur einigermassen beeinflusst werden. Hierher gehört auch die noch zu wenig beleuchtete Frage nach der Akklimatisation, dem Einfluss des Klimas, der Dauer des Aufenthalts auf die Ansiedler und nach der Möglichkeit des weissen Mannes, in den Tropen der Degeneration zu entgehen. Solchen Aufgaben gegenüber wird die Frage der Sterblichkeit nach Konfession an Ansehen verlieren. Schwieriger noch sind die Untersuchungen betreffend den Einfluss der Wohnungsverhältnisse, z. B. feuchter oder trockener Wohnung, Stockwerklage etc., oder betreffend die Wirkung hygienischer Massregeln in den Städten. So wenn es gilt, die Abhängigkeit zwischen Grundwasserstand oder der Güte des Trinkwassers und Typhusepidemien zu bestimmen. Häufig wird man hier auf sehr spezielle Monographien angewiesen sein, die ganz bestimmte Fälle näher beschreiben; die Statistik mag dann gewissermassen zu Gunsten der Einzelbeobachtung abdanken.

Die Sterblichkeit nach Gesellschaftsklassen ist in vielen Beziehungen gut beleuchtet, doch ist man hier zu sehr auf die Behandlung der allgemeinen Ursachen beschränkt. Ein tieferes Eindringen in die Frage wird häufig ausgeschlossen sein. Als Aufgaben, die einer weiteren Behandlung harren, erwähne ich die Erforschung der Gesundheitsverhältnisse in Armenhäusern und teilweise auch in Gefängnissen. Als spezielle Gesellschaftsklasse lassen sich die Lebensversicherten ausscheiden. Es kommt hier mehr darauf an, die Gesundheitsverhältnisse der minderwertigen Leben zu bestimmen, als die statistischen Beobachtungen betr. die normalen zu vervielfältigen; namentlich verfügt man nur über wenige Beobachtungen mit Rücksicht auf die Abgelehnten. Einen kleinen Beitrag zu dieser wichtigen Frage wird man oben im Kapitel über die Auslese der Lebensversicherung finden.

Betreffend die Berufssterblichkeit wird die offizielle Statistik gewiss allmählich — durch individualstatistische Untersuchungen ergänzt — den nötigen Ueberblick verschaffen, und zwar namentlich unter ernster Benutzung der Todesursachenstatistik, und, wie oben bemerkt, unter Heranziehung der Anthropometrie. Dagegen erweist sich das Krankenkassenmaterial von geringerem Wert zur Beurteilung der Gesundheitsverhältnisse in verschiedenen Professionen.

Vielleicht wird sich hier ergeben, dass nach Ausscheidung gewisser Ursachen, die in jedem Lande verschieden sein könnnen, die Hauptursachen verhältnismässig gering an Zahl sind und sich in der Hauptsache, von den Unfällen abgesehen, auf Staubinhalation, Bleivergiftung und Trinksitten reduzieren. In betreff der letzteren verfügt man bereits über ein recht grosses, wenngleich nicht immer gut gesichtetes Material, das durch viele physiologische Beobachtungen über den Einfluss kleiner Alkoholdosen auf das Arbeitsvermögen ergänzt wird. Die Wirkung der geistigen Getränke auf die Gesundheit erweist sich dadurch als eine sehr bedeutende; nur lässt sich noch nicht die Grenze

angeben, wo diese Wirkung aufhört; noch dürfte zweifelhaft sein, ob Mässigkeit der Abstinenz in gesundheitlicher Beziehung gleichwertig ist oder nicht. Es steht zu hoffen, dass die Statistiker Licht auf diese äusserst wichtige Aufgabe werfen werden. Weniger wird man aller Wahrscheinlichkeit nach von den Beobachtungen betreffend die vegetarische Lebensweise erwarten dürfen. Auch im Gebiete des Geschlechtslebens liegt noch manches im Dunklen, so betreffend die Sterblichkeit der Prostituierten, die Wirkung dieses oder jedes Kontrollsystems, die Häufigkeit der venerischen Krankheiten in jedem Geschlecht und deren Einfluss auf den Gesundheitszustand.

Um endlich zum Selbstmord zu kommen, so ist auch hier schon manches gewonnen; es gilt noch u. a. die Selbstmordepidemien und die gemeinschaftlichen Selbstmorde zu untersuchen. Doch sind auch mehrere Aufgaben noch einer eingehenderen Untersuchung bedürftig, und zwar namentlich unter Berücksichtigung der Selbstmordmotive und der tiefer liegenden Ursachen des Selbstmords. Was weiter die Unfallstatistik betrifft, so wird diese zum guten Teil durch die Arbeiterversicherung eine gründliche Behandlung erfahren, was wohl auch, wenigstens nach gewissen Richtungen hin, für die Frage nach der Invalidität der Arbeiter und der Sterblichkeit der Invaliden gilt.

Hier dürften wir vor einer Hauptaufgabe der Zukunftsstatistik stehen. Wann hört ein Mensch unter verschiedenen Umständen je nach Beruf, Wohlstand, Lebensweise etc. auf arbeitsfähig zu sein, welches sind die Gefahren, arbeitlos zu werden, welches ist überhaupt der Gang des ausseren und inneren Lebens, das Einkommen, die Zufriedenheit, die Enthaltsamkeit etc.? Wenn man einmal gefunden hat, wann und wie die Mitglieder der einzelnen Berufsklassen aussterben, wird man nach all diesem fragen, man wird sich nicht damit begnügen, zu wissen, welche Chancen man hat, zu leben oder zu sterben, sondern man wird mehr über den Verlauf des Lebens erfahren wollen. Und weiter schweift der Blick in die Zukunft. Man wird nicht bei der Frage stehen bleiben, was aus einem Arbeiter wird, ob er im Armenhaus oder im Schosse seiner Familie endet; man wird erforschen, welche Chancen seine Kinder im Leben haben, ob sie an das Schicksal ihres Vaters gefesselt sind oder ob sie in der Gesellschaft emporsteigen können u. s. w., und welches die Chancen dafür sind, wie man gleichzeitig wissen will, ob und in welchem Grade die Familien der oberen Gesellschaftsschichten degenerieren und von glücklicheren Konkurrenten beiseite geschoben werden. Diese Aufgaben sind so mannigfach, dass sie hier nur ganz kurz skizziert werden können, auch sind erst einige wenige Anläufe zu ihrer Lösung gemacht; wenn die Sociologie sie aber einmal ins Auge gefasst haben wird, wird man gewiss bald über eine grosse Fülle, vielleicht Ueberfülle von Beobachtungen verfügen, bis man schliesslich den notwendigen Ueberblick gewinnen wird.

3. Dass diese Aufgaben keineswegs unlösbar sind, erweisen verschiedene Pionierarbeiten, von denen ich einzelne herausgreifen will. Wie steht es z. B. mit der Statistik betr. das Einkommen des Menschen unter verschiedenen Lebensverhältnissen und in verschiedenen Lebensaltern? Es liegen in dieser Beziehung bemerkenswerte Untersuchungen aus Norwegen vor, teils in der schon oben citierten Socialstatistik der Arbeiterkommission, teils in einer Arbeit des statistischen Bureaus [1]); beide fussen

1) Statistiske Oplysninger om Indtœgts-og Formuesforhold 1891. Kristiania 1897.

auf Repräsentativzahlen. Der letzteren Arbeit entnehme ich die nachstehenden Angaben, welche die durchschnittliche Einnahme für Männer in Kronen (8 Kronen = 9 Mark) angeben.

Alter (Jahre)	Allgemeine Bevölkerung			Landbevölkerung		
	Städte	Land-distrikte	Das ganze Reich	Selbständiger Gewerbebetrieb, Handel, Beamte, Hüfner u. s. w.	Klein-handwerk, Fischer, Häusler u. s. w.	Arbeiter
17	264	186	204	—	182	187
22	631	278	368	415	254	265
27	884	386	518	623	287	317
32	1045	502	640	705	346	386
37	1082	552	687	790	375	378
42	1487	595	804	785	396	407
47	1590	628	861	912	407	378
52	1684	607	829	767	367	354
59	1303	533	675	799	349	323
69	1453	365	558	667	238	235
80	1169	227	361	449	272	107
Zusammen	1011	427	561	753	318	284

Trotz einiger Unregelmässigkeiten tritt doch deutlich die Gesetzmässigkeit der Zahlen hervor, die stetige Zunahme, bis in der Mitte des Lebens ein Maximum erreicht wird, und dann eine Abnahme bis ins Greisenalter hinein. Um das 42. Lebensjahr haben die Landarbeiter ihre beste Zeit, für die besser situierten Gesellschaftsklassen tritt das Maximum erst einige Jahre später ein, und im ganzen Reiche bezeichnet denn auch das 47. Jahr den Gipfel.

Derartige Untersuchungen werden nun Anhaltspunkte für viele Untersuchungen in der Bevölkerungsstatistik mit Rücksicht auf die produktive Kraft der einzelnen Länder, je nach dem speziellen Altersaufbau bieten. Man wird sich aber z. B. nicht damit begnügen dürfen, wie dies so häufig geschieht, die Proportion der Ueberfünfzehnjährigen oder die der Personen im Alter 15 bis 70 anzugeben; man muss vielmehr wissen, wie diese produktiven Jahre nach Altersklassen verteilt sind, um die Produktivkraft zu beurteilen.

Fragt man nun speziell nach dem Einkommen der Arbeiter, so liegt es nahe, auch die Chancen der Arbeitslosigkeit zu untersuchen. Wie verschieden diese nun auch von Land zu Land, von Jahr zu Jahr sich gestalten mögen, so werden doch die nachstehenden Zahlen aus einem Bericht von Aage Sörensen[1]), welche sich auf die dänischen Tischler-Gewerkvereine beziehen, kaum ohne allgemeines Interesse sein.

(Tabelle siehe p. 683.)

Man erkennt dasselbe Gesetz wie für Norwegen, insbesondere das Maximum in der Mitte des Lebens. Das Jahr war ein ruhiges, mit wenigen Arbeitseinstellungen, und die auf diese bezüglichen Zahlen tragen das Gepräge der Zufälligkeit.

Dagegen tritt der Einfluss des Alters in Bezug auf Krankheit und Arbeitslosigkeit hervor; die relativ grosse Arbeitslosigkeit in den jüngsten Altersklassen steht in natürlichem Zusammenhang mit dem

1) Statistik over Lön-og Arbejdsforhold i Snedkerfaget . . . for Aaret 1896. Udgivet af Snedkerforbundet i Danmark. Köbenhavn 1898.

Alter (Jahre)	Durchschnittseinkommen im Jahre 1896		Durchschnittliche Anzahl der Tage ohne Beschäftigung wegen					
	Kopenhagen Kronen	Provinzialstädte Kronen	Arbeitslosigkeit	Krankheit	Arbeitseinstellung	Militärdienst	anderer Ursachen	sämtlicher Ursachen
unter 20	—	670	8,1	1,7	0,0	9,0	3,7	22,5
20—24	973	759	11,2	4,3	0,1	17,7	3,9	37,2
25—29	1190	835	8,0	4,8	0,4	5,0	3,9	22,1
30—34	1189	839	7,9	4,6	0,6	0,2	3,9	17,2
35—39	1213	872	9,5	5,6	0,3	—	3,6	19,0
40—44	1139	882	6,6	5,6	0,5	—	3,1	15,8
45—49	1180	831	15,3	3,8	1,8	—	1,7	22,6
50—54	1096	816	13,4	5,7	0,0	—	0,4	19,5
55—59	968	779	16,5	12,7	0,1	—	1,6	30,9
60 u. darüber	873	664	18,6	7,5	1,1	—	7,4	34,6
Zusammen	1142	811	9,7	4,9	0,4	6,4	3,7	25,1

Militärdienst, indem die entlassenen Soldaten nicht sofort wieder Beschäftigung finden. In der Mitte des Lebens, wenn der Arbeiter noch seine volle Kraft hat, ist auch der Verlust wegen Arbeitslosigkeit ein geringerer; später im Leben, wo die Kräfte abnehmen, wird dieser Verlust immer grösser.

Zu ähnlichen Ergebnissen gelangte J. K. Lindberg[1]) mit Rücksicht auf die dänischen Schmiede, welche Mitglieder der Gewerkvereine waren.

Alter (Jahre)	Von 100 Mitgliedern waren 1898 zeitweilig ohne Arbeit	Auf jedes Mitglied kamen Tage ohne Arbeit	darunter wegen Arbeitslosigkeit
unter 25	67	14	8
25—34	29	7	4
35—44	29	8	4
45 u. darüber	28	13	7
Zusammen	43	10	6

Eigentümlich ist die Erscheinung, dass die Aelteren allerdings etwas seltener arbeitslos waren, dafür aber um so länger; die jungen Leute geben rasch ihre Arbeitsstelle auf, erhalten aber wiederum rasch Arbeit; nicht so die alten; wenn diese einmal ihre Stelle verloren haben, ist es für sie schwierig wieder anzukommen. Mit dem Alter nimmt übrigens die infolge Streitigkeit verlorene Arbeitszeit ab; unter den jungen Arbeitern betragen die Arbeitslosigkeitstage wegen dieser Ursache $\frac{1}{5}$ der Gesamtzahl, im Alter über 45 nur $\frac{1}{7}$.

Die Bücher der Gewerkvereine bergen also ausserordentlich interessante Auskünfte mit Rücksicht auf das Schicksal der Arbeiter, und dieselben könnten durch Ermittelungen über die Berufswechsel und die Aussichten des Arbeiters, sein Leben in der öffentlichen Armenpflege zu beschliessen, ergänzt werden. Hierher gehört auch die Frage, wann und in welcher Lebensstellung man beruflich zu arbeiten anfängt. In letzterer Richtung enthalten die Berichte der norwegischen Arbeiterkommission treffliche Beiträge[2]). So erwies sich, dass unter 100 Männern 32 schon

1) Beretning over Dansk Smede-og Maskinarbejder-Forbunds Virksomhed i Aarene 1897—1898. Köbenhavn 1899.

2) Socialstatistik, Bd. I, Indledning. Udarbeidet af A. N. Kiær og E. Hanssen. Kristiania 1898—99.

vor dem 14. Jahr zu arbeiten anfingen, 66 im Alter 14—19, aber mit einer merklichen Verschiebung im Laufe der Zeit, indem aus den Jahrgängen vor 1855 47 Proz., aus den Jahrgängen 1875—84 nur 26 vor dem 14. Jahre gearbeitet hatten. Der Bericht weist auch die Beziehung zwischen dem Anfangsalter und der Art der gewählten Laufbahn nach; unter 100, die erst nach dem 20. Jahr ihre Thätigkeit anfingen, waren 30 Beamte und untergeordnete öffentliche Bedienstete, 17 selbständige Gewerbetreibende etc.; dass diese Laufbahnen aber im Alter 14—19 angetreten wurden, kam sehr selten vor.

Der Einfluss der Beschäftigung des Vaters auf die Berufswahl des Sohnes war gleichfalls merklich. Unter 100 Beamtensöhnen begannen 27 mit immaterieller Arbeit, 15 mit Handel, 5 mit Ackerbau; von 100 Söhnen selbständiger Handeltreibender dagegen 3 bezw. 36 und 11, von 100 Hüfnersöhnen 1 bezw. 3 und 81. Der Schwerpunkt fällt somit immer auf den väterlichen Beruf. Während nur 6 Proz. der Beamtensöhne sich dem Seemannsberufe widmeten, galt dies für 44 Proz. unter Seemannssöhnen.

Diese Zahlen bezeichnen jedoch wohl zum Teil Zustände, die mehr und mehr der Vergangenheit angehören. Die alte Zeit, wo ein jeder von vorn herein seinen bestimmten Platz in der Gesellschaft hatte, und wo der Sohn ganz naturgemäss in den väterlichen Beruf eintrat, wird von der neuen Zeit abgelöst, wo immer grössere Verschiebungen in der Gesellschaft vor sich gehen, und dies mit Notwendigkeit, weil der natürliche Familienzuwachs zur Zeit im allgemeinen viel grösser ist als ehemals, und die Söhne daher häufig gezwungen sind, eine andere Laufbahn als die des Vaters zu suchen. So ergiebt sich für die dänischen Studenten, dass, während 1829—48 ein oder zwei Bauernsöhne jährlich zur Universität kamen, 1895—99 etwa 11 Proz. der immatrikulierten Studenten Bauernsöhne waren. Und während 1829—48 $\frac{2}{3}$ der Studenten Beamtensöhne oder Söhne von Lehrern, Anwälten, Aerzten u. s. w. waren, waren es 1895—99 nicht die Hälfte[1]). Zwei Ströme bewegen sich in der Gesellschaft mit unwiderstehlicher Kraft, der eine aufwärts, der andere abwärts. Von 100 Hüfnern waren nach einem dänischen Beobachtungsmaterial 87 Söhne von Hüfnern, 8 Söhne von Häuslern und 1 von Tagelöhnern, von 100 Tagelöhnern waren 10 Söhne von Hüfnern, 34 von Häuslern und 47 von Tagelöhnern[2]).

Mit welchem Alter hört nun das Arbeiten wieder auf? Auch hierüber enthalten die norwegischen Untersuchungen reichhaltige Beobachtungen. Die nachstehende Tafel fusst auf 37 697 Auskünften betreffend Männer und 23 538 betreffend Frauen.

(Tabelle siehe p. 685.)

Diese Tafel erweist, wie die Erwerbsthätigkeit mit dem zunehmenden Alter immer mehr aufhört, bis im Greisenalter nur $\frac{1}{3}$ der Männer und gar nur $\frac{1}{8}$ der Frauen aushält. Mit diesen Zahlen in gutem Einklang steht ferner die für Berlin pro 1885 gefundene Verteilung der in der städtischen

---

1) Ad. Jensen: Til Studenterspörgsmaalet. Nationalökonomisk Tidsskrift 1900.
2) Michael Koefoed: Landbefolkningens Forskydning indenfor Erhvervsgrupper samt Vandringer. Nationalök. Forenings Festskrift. Köbenhavn 1897.

Von 100 Personen jedes Alters und Geschlechts waren nicht erwerbsthätig:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen (Hausfrauen ausgeschlossen)
15—19	7	3
20—24	4	2
25—29	1,7	3
30—34	1,5	5
35—39	1,1	7
40—49	1,6	12
50—54	2,7	20
55—59	6	33
60—64	12	46
65—69	24	60
70—74	40	74
75 u. darüber	68	87
Zusammen	8	16

Armenpflege Selbstunterstützten. Danach waren[1]) von 100 der durchschnittlichen Bevölkerung Selbstunterstützte:

Alter (Jahre)	Männer	Frauen	Alter (Jahre)	Männer	Frauen
0—5	0,7	0,6	50—55	7	7
5—10	1,5	1,5	55—60	8	10
10—15	3,1	2,5	60—65	12	18
15—20	1,1	1,5	65—70	19	29
20—25	1,4	2,0	70—75	26	36
25—30	2,6	2,1	75—80	26	43
30—35	4,0	3,1	80—85	27	48
35—40	5,5	4,5	95—90	29	55
40—45	5,8	5,8	90 u. darüber	13	56
45—50	6,1	6,2			
			Zusammen	3,7	4,6

Die Volkszahlen für 90 Jahre und darüber sind 32 bezw. 78, also zu klein, um zuverlässige Verhältniszahlen zu ergeben; übrigens geben die vorstehenden Ziffern einen betrübenden Einblick in die fortschreitende Unmöglichkeit, sich im Kampf ums Dasein zu behaupten, und ganz besonders gilt dies wieder für die Frauen. Von 1000 männlichen Almosenempfängern im März 1891 waren (l. c. p. 464):

Vormalige Beamte und Lehrer	7
Gelehrte, Künstler, Litteraten	13
Handeltreibende	104
Gewerbetreibende	439
Handarbeiter	427
Ohne Angabe	10
Zusammen	1000

Diese Zahlen erweisen, wie kein Stand seinen Mitgliedern dafür bürgt, dass sie nicht als Almosenempfänger ihr Leben enden.

Aber nicht nur kann man die äusseren Lebensverhältnisse zu beobachten versuchen und daraus, wie wir es gesehen haben, viele äusserst interessante Auskünfte ermitteln, sondern man kann sich auch die weitere Aufgabe stellen, zu erforschen, welchen Anteil die Betreffenden selbst an der Gestaltung ihres Schicksals haben. Einzelne Anhaltspunkte in dieser Beziehung

1) Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin 1893, XVI--XVII, p. 457.

liegen schon vor. So hat man soeben in Norwegen einen kühnen Versuch gemacht, durch eine Repräsentativstatistik die Verbreitung des Alkoholismus zu untersuchen[1]), nachdem schon 40 Jahre früher Eilert Sundt diesbezügliche Beobachtungen angestellt hatte. Von 1418 Männern in Christiania, die in Beobachtung genommen wurden, lag für 137 keine Auskunft vor; von den übrigen waren 86 Proz. mässig, 8 Proz. „nicht sicher“ und 6 Proz. entschieden trunksüchtig. Fasst man die beiden letzten Gruppen zusammen, so erhält man die folgenden Ergebnisse:

Alter (Jahre)	„Nicht Sichere“ und Trunksüchtige in Proz.
15—19	5,9
20—24	14,0
25—29	13,1
30—39	15,0
40—49	18,3
50—59	17,4
60—69	11,2
70 u. darüber	9,1
Zusammen	14,1

Diese Zahlen sind sehr charakteristisch. Falls man die stetige Zunahme der Enthaltsamkeitsbewegung ausser acht lassen darf, würde man wohl daraus schliessen, dass die Trunksucht in der Mitte des Lebens gipfelt; da die Trunksüchtigen früher als andere absterben, nimmt ihr Anteil dann immer mehr ab. Speziell ist es von Interesse, dass die Prozentzahl der Mässigen unter Eheleuten und Witwern bedeutend grösser ist als unter Ledigen. Es ergiebt sich nämlich:

Alter (Jahre)	„Nicht Sichere“ und Trunksüchtige in Proz.	
	Junggesellen	Ehemänner und Witwern
20—24	16	$5\frac{2}{3}$ (20—29)
25—29	$22\frac{1}{2}$	
30—39	$24\frac{1}{2}$	13

Man hat hier einen Beitrag zur Erklärung der geringeren Sterblichkeit der Ehemänner im Vergleich mit den Ledigen. Teilt man die beobachteten Personen in Arbeiter und Besitzende, so erhält man ferner 83 bezw. 92 Proz. Mässige; danach ist der Alkoholismus also unter der Arbeiterbevölkerung stärker verbreitet, als in den besser gestellten Klassen.

Auch auf anderen Gebieten der Moralstatistik werden sich die Grundlinien für eine fruchtbare Zukunftsarbeit finden lassen. In der Schulstatistik gilt es z. B. zu untersuchen, welchen Einfluss die gewerbliche Kinderarbeit auf die Schulzeugnisse übt, oder, wie man dies soeben in Nordamerika gethan hat, welche sonstige Einflüsse in geistiger Beziehung auf die Kinder im Guten und Bösen wirken, und in welchem Alter dies besonders hervortritt. Oder man kann für die Erwachsenen ermitteln, was sie lesen, welche Vergnügungen sie bevorzugen, ob sie zufrieden sind u. s. w.

Auch hierbei kommt in auffallender Weise das Alter zur Geltung, wie einige Beobachtungen betr. die Kopenhagener Näherinnen zeigen mögen. Die Frage, ob sie zufrieden seien, wurde bejaht im Alter

1) A. N. Kiær: Undersögelser angaaende ædruelighedstilstanden. Beretning om den nordiske afholdskongres aar 1900 i Kristiania.

15—19 von $\frac{2}{3}$, im Alter 20—29 von $\frac{3}{5}$, im Alter von 30—39 Jahren von $\frac{1}{2}$, von 40—49 Jahren von $\frac{4}{9}$ und von 50 Jahren und darüber von nur $\frac{1}{3}$, also einer stetig abnehmenden Anzahl[1]). U. a. wird die mit dem Alter zunehmende Selbstmordfrequenz durch diese Zahlen beleuchtet.

Diese Bemerkungen sind nur ganz aphoristisch gehalten, und es kann nicht anders sein; vermögen die Geschichtsschreiber häufig genug nur Bruchstücke einer Geschichte zu liefern, so gilt dies noch mehr, wenn ein Zukunftsbild zu entwerfen ist. Aber so viel lässt sich jedenfalls sagen, dass der Statistiker keineswegs einen Mangel an Aufgaben zu befürchten braucht, das Reich der Statistik ist noch keineswegs ausgemessen. Viele der Aufgaben lassen sich vielleicht am besten in kleinen Ländern lösen, weil hier die Verhältnisse leichter zu übersehen sind, andere lassen sich auch mit Vorteil für grosse Gebieten ausführen.

4, Die Statistik hat nun nicht nur den rein wissenschaftlichen Zweck, die vielen Fragen, welche in den vorhergehenden Kapiteln erörtert wurden, zu beleuchten, sondern auch den rein praktischen Zweck, dadurch eine friedliche sozialpolitische Arbeit zu fördern. Ueberall wo die Statistik einen Unterschied in der Sterblichkeit zweier Gruppen enthüllt, liegt die Aufgabe vor, die Gesundheitsverhältnisse der Gruppe mit dem ungünstigeren Niveau auf die Stufe der anderen zu bringen; alle Menschenfreunde, Aerzte, Hygieniker und Schulmänner können mit den Fabrikanten und Gesetzgebern zusammenwirken, um die bestmöglichen hygienischen Bedingungen in ihrer Heimat, in Fabrik, Werkstätte und Schule zu schaffen. Hierher gehört auch der Kampf gegen den Alkoholismus und die Sittenlosigkeit. Auf allen diesen Gebieten ist ein grosser Widerstand zu überwinden, wenngleich freilich nicht so gross, wie in vergangenen Zeiten. Es ist eine merkwürdige Erscheinung, welche für unsere Auffassung der Wertbestimmung in der Nationalökonomie Bedeutung hat, dass der Arbeiter im Kampf um den Arbeitslohn keineswegs nach der kürzeren oder längeren Lebensdauer im betreffenden Beruf fragt und die Berufsgefahren, wenn überhaupt, nur in zweiter Linie berücksichtigt. Selbst wenn man von dem Werte des Lebens für das Individuum selber absehen wollte, würde man doch in den ungesunden Berufen ein Mehr an Lohn verlangen müssen, welches dazu dienen könnte, den Hinterbliebenen beim Tode des Versorgers eine angemessene Unterstützung zu gewähren. In der Regel dürfte ein solches Mehr an Lohn kaum vorkommen oder unzureichend sein. Aber auch auf vielen anderen Gebieten sind Fortschritte denkbar, können Unebenheiten beseitigt werden, wenn man erst von ihrer Existenz unterrichtet ist. Möchte mein Werk ein wenig dazu beitragen, einige dieser Fortschrittsmöglichkeiten zu enthüllen, und dadurch die friedliche Arbeit zur Verminderung oder Heilung vieler Schäden und Leiden in der Gesellschaft zu fördern.

---

1) P. Sveistrup: De københavnske Syerskers Tilfredshed. Nationalökonomisk Tidsskrift 1901.

Namenregister.

Sachregister.

Berichtigungen.

Seite
13 Z. 28 o. G. Kőrösy, lies: J. Kőrösy.
25 „ 18 u. Ich weise auf die bezügliche Darstellung in meiner Theorie der Statistik hin (Jena 1890, p. 102 f.).
29 „ 12 u. der Conjunctionen, lies: den Conjunctionen.
47 „ 6 o. Déparcieux; es dürfte richtiger sein: Deparcieux oder: de Parcieux zu schreiben.
60 „ 23 o. Espilly, lies: Expilly.
69 „ 13 o. Aunuities, lies: Annuities.
75 „ 13 u. Hauptgegenstsnd, lies: Hauptgegenstand.
77 „ 21 u. Chateauneuf, lies: Châteauneuf.
90 „ 9 o. Kerseboom, lies: Kersseboom.
91 „ 26 o. Finlaison (sen.), lies: Finlaison.
93 „ 9 u. nnd, lies: und.
107 „ 6 o. unbrauchbar, lies: weniger brauchbar.
107 „ 16 o. Kjær, lies: Kiær (auch p. 209, 234, 410).
109 „ 1 o. Ratliffe, lies: Ratcliffe.
109 „ 12 o. nnd, lies: und.
112 „ 8 o. G. Karup, lies: J. Karup.
112 „ 3 u. Udjevhing, lies: Udjevning.
115 „ 13 u. Nederlands, lies: Nederlandsch.
169 „ 20 o. F_{-1}, lies: f_{-1}.
171 „ 1 u. (25), lies: (24).
184 „ 7 o. Krankkeiten, lies: Krankheiten.
184 „ 12 u. $-(u+\mu)\,dx$, lies: $-(u+\mu)\,dx \cdot L_{n+x}$.
184 „ 1 u. n L_n, lies: u L_n.
193 „ 21 o. Quadratsume, lies: Quadratsumme.
198 „ 22 o. 1861—80, lies: 1871—80.
202 „ 7 o. Edmond's, lies: Edmonds'.
215 „ 7 o. 1000, lies: 1 Million.
234 „ 3 u. Sozialstatistik, lies: Socialstatistik.
239 „ 14 u. In Nationalökonomisk Tidsskrift, 29. Bd., 1891, p. 36 f. hat Mygind den Versuch gemacht, die Sterblichkeit der Taubstummen in Dänemark festzustellen.
248 „ 1 u. dé, lies: dí.
255 „ 5 u. Epidemies, lies: Epidemics.
358—59. In der Tafel: Rhachitis, lies: Rachitis.
403 Z. 2 u. Bayley, lies: Bailey.
428 „ 4 o. Vaccinatien, lies: Vaccination.
452 „ 7 u. Spraque, lies: Sprague.
478 Ueberschrift. Zehntes Kapitel, lies: Dreizehntes Kapitel.
490 Z. 9 u. Bratassović, lies: Bratassević.
495 Z. 3 nach der ersten Tafel A. G. Finlaison, lies: A. J. Finlaison.
497 „ 12 nach der ersten Tafel, Materiel, lies: Material.
497 Anm. 2: Der soeben erschienene Bericht: Combined Experience of Assured Lives (1863—93) konnte hier nicht berücksichtigt werden.
508 Z. 1 u. Livsforsikringsvæ senets, lies: Livsforsikringsvæsenets.
537 Betreffend die höheren Unterrichtsanstalten vergleiche die nach der Drucklegung erschienene Denkschrift: R. Böckh und M. Klatt, Die Alters- und Sterblichkeitsverhältnisse der Direktoren und Oberlehrer in Preussen. Halle 1901.
544 Z. 9 nach der ersten Tafel, Untersuchungen die, lies: Untersuchungen betreffend die.
544 „ 2 u. Actuairies, lies: Actuaires.
573 „ 2 u. Arbeiter, lies: Arbeider.
578 „ 7 u. Strachau, lies: Strachan.
608 „ 8 u. 12 nach der Tafel Ulitzsch, lies: Uhlitzsch.
653 „ 2 in der Tafel 25—35, lies: 35—55.

Druck von Ant. Kämpfe, Jena.





